



RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-013

日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか？： 取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果

宮島 英昭
経済産業研究所

小川 亮
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか？：
取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果¹

宮島 英昭

(経済産業研究所)

小川 亮

(経済産業研究所リサーチアシスタント)

要 旨

会社法改正案の中心論点の一つとして、社外取締役の選任義務化が提案されている。本稿では、義務化の当否を冷静に議論するため、2005年から2010年の東証1部上場企業を対象として、取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果を検証した。本稿の実証結果から、①日本企業が近年ある程度まで企業特性に従って取締役会構成を選択し、また、社外取締役の導入効果が企業特性によって異なること、②企業特性から見て情報獲得が容易な企業群には、資本市場の圧力の低い企業を中心に、社外取締役の選任が企業価値を引き上げる可能性が高いにも関わらず、経営者の私的利益のために選任が遅れる企業が存在することがわかった。この結果は、外部から社外取締役の選任を促進する何らかの措置が不可欠であることを意味すると同時に、すべての企業に一律に社外取締役の選任を課する義務化がベネフィットばかりでなくコストを伴うことを意味する。従って制度設計としては、すべての企業に対する義務化よりも企業に選択の余地を残すことが望ましい。

キーワード：社外取締役、義務化、取締役会構成、機関投資家、情報獲得コスト

JEL classification: G34, G32, K22

RIETI ポリシー・ディスカッション・ペーパーは、RIETI の研究に関連して作成され、政策をめぐる議論にタイムリーに貢献することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿は、RIETI 研究会、企業統治分析のフロンティアの成果の一部である。本稿作成にあたっては、江口高顕、宍戸善一、柳川範之、伊藤秀史、齋藤卓爾氏との議論が有益であった。記して感謝申し上げる。本稿作成にあたっては、独立行政法人日本学術振興会の科研費(19203017)の助成を得た。

1. はじめに

日本の企業統治にとって社外取締役の選任は最も重要な改革課題の一つである。1997年にソニーが執行役員制の導入と並行して、社外取締役を選任して以来、社外取締役制の導入促進が大きな論議を呼んできた。2002年の商法改正以来、委員会設置会社への移行は低調にとどまったものの、取締役会規模の縮小と並行して、社外取締役の登用は着実に増加した。2011年3月末現在、東証1部上場企業1,445社（非金融事業法人）のうち独立社外取締役（会社法定義の社外取締役から銀行出身者と15%以上の株式を保有する法人出身者を除いて算出）を1人以上選任する企業は683社、そのうち社外取締役が1人のみの企業がほぼ半数の350社を占め、2人の企業は212社、3人以上の企業が121社である。社外取締役比率（独立社外取締役/取締役）の平均は9.6%に上昇した。

もっとも、この社外取締役比率は諸外国に比べれば著しく低い。米国では社外取締役比率は70%に達し、英国では50%、韓国でも30%を超える。こうした状況の下で会社法改正案の中心論点の一つとして、改めてこの社外取締役の選任義務化が提案されている。この可否を冷静に議論するためには、法的な論議と並行して、取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果を正確に理解することが不可欠であろう。

ところで、義務化をめぐる議論の背後には、社外取締役に期待される機能と、それに基づく日本企業の現状についての暗黙の評価がある。

義務化の推進を支える認識は、単純化すれば以下のようになろう。上場企業では、常に経営者が株主の利害を十分に実現しないというエージェンシー問題が深刻化する可能性がある。社外取締役は内部昇進の取締役と異なる知識とインセンティブを持つため、経営の監視に重要な機能を果たし、その経営監視機能によって企業価値を引き上げることができる。しかし、現在、日本企業の社外取締役の構成比率はいかにも低い。この低い社外取締役比率は、取締役の選任権を持つ経営者が監視を嫌って社外取締役を選任しないためである。例えば、昨年、不祥事で注目された大王製紙には1人の社外取締役もいなかった。この経営者のエンタrenchメントを重視した見方から、義務化が主張されることとなる。

しかし、それに対して幾つかの有力な反論が存在する。一つは、社外取締役の監視機能そのものに懐疑的な見方で、*window dressing view* と呼ばれる²。経営者は、法規制に抵触しない範囲内で自らに友好的な社外取締役を選任することができる。近年、社外取締役は増加しているが、それは主として、社外取締役に選好を持つ機関投資家の増加に対応したもので、実質的な効果を持つものではない。例えば、米国のエンロン、あるいは、イタリアのパルマラットと並ぶ歴史的な大規模不祥事として記憶されるオリンパスでは、粉飾決算の処理に関連する買収を決定した時点（2006年）では3人の社外取締役が選任されていたが、経営監視に対してほとんど有効な機能を持たなかった。この見方に立てば、法的規制によって社外取締役を義務付けても実質的な効果はほとんど期待できない。

いま一つの有力な反論は、取締役会の最適構成仮説であり、Raheja (2005)、Adams and Ferreira

² Bhagat and Black (2002)、Bebchuck and Fried (2005)、Romano (2005)に代表される。

(2007)、Harris and Raviv (2008) に代表される。これによれば、社外取締役は、経営監視機能とともに経営政策への助言機能を持つ。こうした機能を持つ社外取締役が企業価値を引き上げるか否かは、アドバイスを必要とする事業の複雑性、モニタリングを必要とする企業の直面するエージェンシー問題の深刻度、アドバイスやモニタリングに必要な情報獲得の困難さに依存する。企業は、こうした事業特性に従って合理的な取締役会構成を選択し、よって、社外取締役の選任や高い社外取締役比率が、常に企業価値を引き上げるわけではない。実際、監査役設置会社のままに複数の独立社外取締役を選任した帝人や資生堂など、日本でも社外取締役の選任は緩慢ながらも確実に増加している。一方、トヨタやキヤノンなどでは、社外監査役制度を充実させながら、企業的意思決定には「現場の知識」が必要であるとして、敢えて社外取締役を選任していない（井上 [2003]）。日本企業がすべて同様の行動をとっているのであれば、社外取締役の義務化は企業の選択の余地を奪うこととなり、かえってコストが大きい可能性が高い。

もっとも、現実には複雑である。上記の3つの見方に対応する事例が容易に見出されるように、3つの見方が想定する事態が同時に並存することは十分に可能である。では、いずれの事態が支配的なのだろうか。本稿の課題は、日本企業の取締役会の構成が上記の見方によって、いかに、どの程度理解できるのかを実証的に解明することにある³。

第1の社外取締役の義務化に肯定的な見方が成立するためには、日本の上場企業の取締役会の構成が、経営者の私的便益によって強く決定され、また、社外取締役の選任が、企業パフォーマンスの向上に寄与するという結果が確認される必要がある。第2の社外取締役に懐疑的な見方によれば、取締役会の構成は、もっぱら、機関投資家保有比率の増加など社外取締役の選任を要請する要因によって決定され、社外取締役の選任や高い社外取締役比率は、企業パフォーマンスや経営者の交代確率に全く影響を与えないという実証結果を予測させる。第3の経営者が企業価値を最大化するように取締役会の構成を「最適」に選択しているという見方によれば、社外取締役の選任が、事業の複雑さ、モニタリングの必要性、情報獲得の困難さなどの企業特性によって規定され、社外取締役の選任や社外取締役比率の上昇が、単調に企業パフォーマンスを引き上げることはない。

以下では、2005年から2010年の東証1部上場企業を対象に、以上の3つの推論の妥当性を検証する。その場合、以下の実証分析では、Boone et al. (2007)、Coles et al. (2008)、Linck et al. (2008)らによって開発された標準的なモデルにおいて考慮されて来なかった、取締役会構成の選択に対する機関投資家の影響を明示的に考慮する。従来の研究が株式所有構造を明示的に考慮してこなかったのは、理論が暗

³ すでにこの主題に関しては、齋藤 (2011)、Saito (2011)による日経500採用銘柄を対象とし、1997-2008年を推計期間とする精緻な分析がある。また、近年、内田 (2012) が、全上場企業を対象とし、2003-2010年を推計期間とする同様の分析を試みている。本稿の特色は、①機関投資家の保有比率を取締役会の構成の決定モデルに明示的に考慮した点、②社外取締役のパフォーマンス効果が情報獲得コストに依存するという見方を提示した点、③社外取締役の導入効果として経営者交代への影響を検討した点に特色がある。

黙に前提とし、また実証研究が集中してきた米国の所有構造が、アウトサイダー優位で、かつその構造において同質的であることを反映している⁴。

しかし、日本の場合、上記の前提は妥当しない。銀行・事業法人などのインサイダー保有によって特徴付けられていた日本企業の所有構造は、2000年代に入って急速に進展した銀行・企業間の持合いの解体や内外の機関投資家保有の増加によって、上場企業間で不均質に大きな格差を伴って変化した。こうしたアウトサイダー保有の企業間の差が、取締役会構成の選択に与える影響としては、高い機関投資家保有比率に示される資本市場の圧力が経営者に合理的な取締役会構成の選択を促す可能性だけでなく、資本市場が社外取締役に強い選好を持つため、経営者がそれを読み込んで「過度」に社外取締役を選任する可能性もありうる。また、社外取締役の導入効果に対しても、アウトサイダー保有が代替・補完のいずれの関係にあることも想定できる。

以上の仮説に対する本稿の主要な結論は次の通りである。

第1に、平均的に、日本企業の取締役会の構成は、最適構成仮説と整合的に、事業の複雑性、モニタリングの必要性、経営者の交渉力の程度によって決定される。このように、取締役会構成が企業特性に対応して決定される傾向が強まってきた点に近年の大きな特徴があるが、モデルの説明力は米国・英国に比べるとやや低い⁵。しかも、同時に注目すべきは、社外取締役による情報獲得の困難な（容易な）企業ほど、むしろ社外取締役の構成比率が高い（低い）ことである。本来、企業に特殊な知識の重要度が高く、外部者からそうした情報獲得の困難な企業では、社外取締役の選任の合理性は低いから、この結果は、日本の取締役会構成の選択には何らかのバイアスが含まれている可能性を示唆する。

さらに、所有構造の差を導入すると、資本市場の強い圧力に直面する企業群では、取締役会の構成が、事業の複雑性、モニタリングの必要性によって規定される程度が高く、また、業績が相対的に悪化した際に社外取締役を選任する確率が高い。この意味で、機関投資家保有比率の高い企業群では、企業特性に対応して合理的な取締役会構成を選択している程度が高い。

他方、資本市場の圧力の低い企業群では、社外取締役の導入比率や構成比率が平均的に低く、しかも、事業の複雑性、モニタリングの必要性などの要因が取締役会構成の選択に作用する程度は低い。また、この企業群では、業績が相対的に悪化した際に社外取締役を選任する確率が低く、企業年齢が高い企業、経営者の持株比率の高い企業で社外取締役の選任が遅れている。この意味で、インサイダー保有が依然高い企業群では、社外取締役の選任は合理的な水準から乖離し、社外取締役比率は過少である可能性が高い。

⁴ Aggarwal et al. (2011)によれば、2007年における米国の上場企業（4,853社）の機関投資家保有比率の平均値は57.8%、英国の上場企業（518社）では37.9%であり、企業価値の最大化を保有の主たる動機とするアウトサイダーが支配的である。また、機関投資家保有比率の内訳をみると、米（英）国では87(70)%が国内機関投資家、13(30)%が海外機関投資家である。

⁵ 1997年から2008年を対象とした齋藤（2011）は、取締役会の構成が合理的に選択される程度が低いことを強調している。

第2に、社外取締役のパフォーマンス効果については、社外取締役の選任や社外取締役比率の上昇は、平均的にはパフォーマンスの向上に寄与していない。これは、一見、社外取締役が実質的な効果を持たないという見方と整合的である。しかし、情報獲得コストの高低を考慮して推計を試みると、情報獲得コストの低い企業群において、社外取締役の新規選任、及び高い社外取締役比率のパフォーマンスに対する正の効果が明確に確認できるのに対して、情報獲得コストの高い企業群では、社外取締役の新規選任、及び高い社外取締役比率がかえってパフォーマンスに負の効果を持つ。この結果は、情報獲得の容易な企業で社外取締役が選任されれば、アドバイスあるいはモニタリングの機能が期待されることを意味する一方、現在、情報獲得の困難な企業で社外取締役が過剰に選任されている可能性を示唆する。

最後に、有効な企業統治の焦点である業績悪化時の経営者交代の促進に関しては、社外取締役の実質的効果は十分に確認できない。この点は、社外取締役の人数、情報獲得コストの高低、社外取締役と機関投資家の補完的關係を考慮しても該当する。この結果は、最大でも3人程度の現在の日本企業の社外取締役の比重では、アドバイスや広い意味での経営の規律付け（努力水準の維持・引き上げ）の効果はあっても、経営者の交代には十分な影響力を持っていないことを示唆する。

以上のファクト・ファインディングから引き出される含意は次の通りである。第1に、社外取締役の導入促進措置は不可欠である。企業特性から見て、情報獲得コストの低い企業群のうちには、社外取締役の選任が企業価値を引き上げる可能性が高いにもかかわらず、経営者の私的利益のために社外取締役の選任が遅れる企業が存在する。しかも、こうした企業は資本市場の圧力の低い企業群に多い。ここでは、市場に委ねておくだけではこの劣位の均衡からの脱出は不可能であり、外部から社外取締役の選任を促進する何らかの措置が不可欠である。

しかし、第2に、近年の日本企業がある程度までその企業特性に従って取締役会構成を選択し、また、社外取締役の導入効果が企業特性や所有構造によって異なるという実証結果は、すべての企業に一律に社外取締役の選任を課する義務化は、ベネフィットばかりでなくコストを伴うことを意味する。従って、制度設計としては、すべての企業に対する義務化よりも、企業に選択の余地を残すことが望ましい。社外取締役を望ましいプラクティスとして位置付け、それを採用しない場合には企業側が説明責任を負う、「Comply or Explain 原則」が適切というのがわれわれの結論である。

本稿は、以下のように構成される。次節では、取締役会構成の決定要因に関する推計モデルを説明する。3節では、2000年代後半の取締役会構成に関する事実を様式化する。4節では、取締役会構成の決定要因に関する推計結果を報告し、5節では、所有構造の差を導入した推計結果を報告する。第6節は、社外取締役の導入効果の分析である。第7節では、現在の会社法改正をめぐる論議に対する実証結果の含意を示す。

2. 分析の戦略

2.1. 取締役会の経済的機能と決定要因

近年、取締役会の構成に関する理論・実証研究は急速に進展した。その場合、多くの先行研究は、取締役会の機能をアドバイスとモニタリングの2つに求めている (Raheja [2005]、Adams and Ferreria [2007]、Harris and Raviv [2008])。取締役会は、そのモニタリングを通じて企業価値の最大化に反する行動 (例えば、過大投資から粉飾決算まで) を抑制する一方、アドバイスを通じて経営陣が適切な戦略的意思決定を下すことを助ける。内部取締役と比較して、社外取締役は、内部者では持ちえない情報面での優位を持ち、さらに、内部者の利害から自立した決定を下せるというインセンティブ面での特性を持つ。この視点から、これまでの研究は、取締役会構成の決定を以下の要因に求めている。

● 事業の複雑性・アドバイスの必要性

社外取締役は、これまでの経験と専門知識を通じて事業経営への貴重なアドバイスや、事業上の新たな関係を企業にもたらす(Klein [1998])。こうしたアドバイスの便益は、事業が複雑であるほど高い。企業規模が大きく、事業ポートフォリオや製品分野の点でも、また地理的な展開の点でも多角化している企業、あるいは、組織的には、グループ化や持株会社化の進展している企業では、社外取締役のアドバイスの価値が高い。さらに、企業年齢が高い企業は事業が複雑となる傾向が強く、外部負債への依存度が高い企業にとって金融の専門家のアドバイスは貴重である⁶。

● モニタリングの必要性

エージェンシー問題が深刻であれば、社外取締役によるモニタリングが企業価値を向上させる効果は高い。例えば、経営者が裁量的に利用できるキャッシュフローが多い場合、社外取締役による財務政策に対するモニタリングの必要性が高い(Jensen [1993])。また、経営者市場における規律を弱める可能性のある敵対的買収防衛策を導入する企業では、その適切な発動のために社外取締役を選任することが望ましい (Gillan et al. [2006])。

● アドバイスとモニタリングの困難さ

企業特殊な知識の重要性が高いほど、社外取締役によるアドバイスやモニタリングは困難である。例えば、R&D 比率の高い企業や無形資産比率の高い企業では、その企業に特殊な知識の重要度が高く、その獲得は外部者からは困難である。企業の成長可能性も外部者からは観察が困難であり、また、株価の変動の高い企業も、外部者が容易に知り得ない企業に特殊な知識の重要度が高い (Fama and Jensen [1983])。

● 経営者の交渉力

他方、取締役会構成の決定は、実質的に取締役を選任する経営者(CEO)の株主に対する交渉力で決まり、

⁶ 社外取締役とコンサルタントや相談役との差は、経営者がその提案を無視できない点にある(Adams, Hermalin, and Weisbach [2010]、p.100)。

この交渉力は経営者の経営能力によって規定されるという見方も有力である(Hermalin and Weisbach [1998])。企業の業績が低下すれば、経営者の交渉力が低下し、社外取締役が選任される可能性が高まる。また、経営者の在職年数と経営能力の高さは比例しているため、その交渉力によって取締役会の構成は内部者中心になる。さらに、経営者の持株比率が高い場合、経営者の交渉力を引き上げることが期待される。

表 1 には、上記の仮説に基づいて米国、英国、韓国、日本の取締役会構成の決定要因を分析した先行研究の結果が要約されている。例えば、Linck et al. (2008)では、米国について、1990-2004 年の社外取締役比率の平均が 65.7%と報告されているが、この社外取締役比率の企業間の分散のうち 17.0%は、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得の困難さ、経営者の交渉力によって説明できる。他方、Guest (2008)は、英国について、1981-2002 年の社外取締役比率の平均が 41%(標準偏差 16%)と報告しているが、この社外取締役比率は、主に事業の複雑性と経営者の交渉力によって規定され、モニタリングの必要性や情報獲得の困難さに対する感応は低いとされる⁷。

== 表 1 各国の実証研究と取締役会構成の比較 ==

2.2. 資本市場との補完性

Coles et al. (2008)、Linck et al. (2008)、Guest (2008)などのこれまでの研究では、株式所有構造の影響が明示的に考慮されてこなかった。こうしたアプローチは、分析の対象となる米国や英国では、投資収益の最大化を株式保有の目的とする株主が支配的であること、つまり、アウトサイダー優位の所有構造であることを反映していた。しかし、この前提は日本では妥当しない。これまで、日本企業の株式所有構造は、主要取引先銀行（メインバンク）や法人などが支配的地位を占め、こうした所有構造は、内部昇進者中心の取締役会と補完的關係にあった。しかし、1998 年以降、その構造は銀行・企業間の持合いの解消と並行して、急速にアウトサイダー優位の方向へシフトした（宮島・新田 [2011]、宮島・保田 [2012]）。しかも、注目すべき点は、米国や英国の上場企業はアウトサイダー優位の構造において同質的であるのに対して、日本の上場企業は、機関投資家保有比率の高い企業から依然として事業法人間の相互持合いを維持している企業まで広く分布していることである。

このアウトサイダー優位の構造への変化については、次の 3 点を確認しておく必要がある。

第 1 に、1990 年以降、徐々に増加した海外機関投資家の保有比率は、99 年に急上昇し、2003 年以降に再び上昇して 06 年にピークを迎えた。同年の全国証券取引所上場企業の時価総額ベースの外国人投資家保有比率は 28%（東証 1 部の単純平均は 15%）であり、その後、26-28%の水準で安定した。他方、

⁷ Guest (2008)の推計の決定係数は、16.6 である。

公的年金を背景とする国内機関投資家の保有比率は、1998年の公的年金の株式運用の自由化、2001年の年金資金運用基金（現年金積立金管理運用独立行政法人 GPIF）の設立以降、急速に上昇し、公的・私的年金運用機関の保有比率は2000年代初頭に20%を超え、その後安定した⁸。よく知られているように海外機関投資家の銘柄選択には、投資対象の選択に関してホームバイアスと呼ばれる強いバイアスがあり、企業規模が大きく、流動性が高く（売買高が大きく）、海外売上高比率の高い企業に偏るという強い傾向があった。このうち規模に対する選好は国内機関投資家にも見られ、その結果、所有構造の企業規模間格差は拡大した。図1によれば、時価総額第1五分位の機関投資家保有比率の単純平均は40%を超えるのに対して、第5五分位のそれは10数%にとどまる。

== 図1 機関投資家保有比率の推移 ==

第2に、内外の機関投資家は、銘柄選択にあたって社外取締役を選任する企業を選好する姿勢を示した。例えば、米国の公的年金であるTIAA-CRIF（全米教職員退職年金基金）は、国内投資にあたって社外取締役が過半数を占めることを投資（ファンド）の組み入れの条件とした。また、CalPERS（カリフォルニア州職員退職年金基金）はCEO以外の取締役会メンバーは社外取締役が望ましいというさらに徹底した方針を示した(Coles et al. [2008])。この方針は国際分散投資にあたってでも維持されたと見られる⁹。実際、宮島・保田（2012）の推計でも、海外機関投資家の銘柄選択では、社外取締役に選好を持つことが知られている。

最後に、内外機関投資家は、議決権行使にあたって社外取締役の選任を勧奨した。この方針は、2003年の厚生年金基金連合会の議決権行使ガイドラインによって定着し、05年からは、それに準拠した内外機関投資家の議決権行使において、独立性に疑問のある候補者の選任議案に対して反対票が増加した。2005年前後から機関投資保有比率の上昇した企業では、その議決権行使はもはや無視できなくなった。

こうした上場企業における所有構造の格差の拡大を伴う機関投資家の増加は、日本企業の取締役会構成の決定に対して、2つ方向で影響を与える可能性がある。

一つの可能性は、高いアウトサイダー保有比率に示される資本市場の圧力が、経営者に合理的な取締役会構成を選択させる可能性である。もし機関投資家が十分な情報能力を備えていれば、潜在的にエージェンシー問題が深刻な企業に対して社外取締役に求めるだけでなく、事業の複雑性が高い企業に対しても社外取締役に求める。また、企業に特殊な知識の重要性が高く、社外取締役による情報獲得の困難な企業では取締役会が内部者中心になり、経営者の交渉力が取締役会の構成をより強く規定する（例え

⁸ 年金資金運用基金の運用初年度末（02年3月）の日本株の保有残高は6.7兆円であり、その運用が国内の信託銀行・投資顧問会社に委託された。詳しくは、宮島・保田（2012）。

⁹ McKinsey & Company（2002）の報告書では、主要機関投資家が、社外取締役を選任する企業に対して12-14%程度プレミアムを与えていると伝えている。

ば、利益水準が低くなると、経営者の株主に対する交渉力が低下し、社外取締役の選任が増加する)。この場合、アウトサイダー保有比率の高い企業群の方が、低い企業に比べて、社外取締役の選任（導入確率・社外取締役比率）は、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得の困難さ、経営者の交渉力などの企業特性に感応的となることが予想される。

しかし、いま一つの可能性として、機関投資家が十分な情報能力を持っておらず、銘柄選択や議決権行使において形式的に社外取締役の選任に強い選好を示すとすれば、経営者がそれを読み込んで、社外取締役の選任を均一に進めることとなる。その結果、企業特性から見て、社外取締役を選任する合理性の乏しい企業でも、「過度」に社外取締役を選任する可能性がある。この場合、アウトサイダー保有比率の高い企業群と低い企業の間には、取締役会構成の企業特性に対する感応度について差はなく、社外取締役の導入確率や社外取締役比率が、もっぱらアウトサイダー保有比率の増加関数となることが予想される。

3. 2000年代後半の取締役会構成

3.1. 事実の様式化

本稿の分析対象は、機関投資家の保有比率が大きく上昇した 2005-2010 年の取締役会構成の決定要因である。この時期は、アウトサイダー優位の所有構造が定着する一方、会社法の改正や機関投資家の議決権行使ルールの導入などの制度変化が終了した時期にあたる。また、この期間については、日経 NEEDS-Cges(コーポレートガバナンス評価システム)によって、統一的基準に基づいた取締役の属性についてのデータが得られる¹⁰。分析対象は、東京証券取引所 1 部上場の非金融事業法人 (1,627 社) であり、その取締役会構成に関する基本情報は、表 2 に整理されている。

== 表 2 社外取締役の分布 ==

会社法の定義では、社外取締役は当該企業及びその子会社における勤続経験のない人物と定義される。もっとも、この定義では、銀行、親会社などの経営に影響力を持つ他の事業法人の出身者が含まれる。そこで、以下では銀行出身者と関係会社（15%以上の株式を保有する支配株主）出身者を除いたものを独立社外取締役と定義して計算した。

パネル A によれば、会社法定義に基づく社外取締役を選任する企業は、2005 年の 40%から 2010 年の 52%に増加し、独立社外取締役を選任する企業は、同期に 34%から 47%に増加した。銀行・関係会社出身者のみを社外取締役として持つ企業は、全体の 5-6%程度にとどまり、独立社外取締役を 1 人以

¹⁰ この評価システムのプロトタイプは、ニッセイ基礎研究所、早稲田大学と日本経済新聞社との共同開発によって作成された。

上選任する企業は、東証1部上場企業でほぼ半数に達した。以下、社外取締役とする場合には、この厳密な定義による独立社外取締役を指す。

パネルBによれば、2011年3月末時点、東証1部上場企業（財務データ収録企業）1,445社のうち社外取締役を1人以上選任する企業は683社、そのうち社外取締役が1人のみの企業がほぼ半数の350社を占め、2人の企業は212社（構成比14.7%）、3人以上が121社（同8.3%）である。社外取締役比率（独立社外取締役/取締役）は、2005年の6.6%から2010年には9.6%に上昇した。2000年代に入って取締役会の規模は安定していたから、社外取締役比率の分布はほぼ人数に対応しており、20%未満の企業が369社（構成比25.5%）、30%以上が118社（同8.2%）である。なお、社外取締役が半数以上を占める企業は22社（同1.5%）にとどまる¹¹。

社外取締役比率は、パネルAの通り安定的に増加しているものの、国際的に見ると著しく低い。表1の通り、SOX法（2003年）が監査委員会に対して社外取締役比率100%を、また、NYSEとNASDAQの上場規程（2003年）が過半数の社外取締役の選任を要求する米国では、2003年時点の社外取締役比率の平均が65%を超える。また、キャドベリー報告書（1992年）が、社外取締役3人以上をベストプラクティスと定め、従わない場合には企業に説明責任を求めた英国では、1998年の社外取締役比率の平均が45%を超える¹²。

このように、我が国の上場企業の社外取締役比率が、平均的に依然低いという事実は、あらかじめ十分に留意しておく必要がある。社外取締役比率が70%に達する米国では、CEOの戦略的意思決定に関する提案が社外取締役の反対によって否決され、また、CEOの選任を決定する可能性が高い。それに対して、日本企業では、現時点では、社外取締役が選任されている場合でも、1~2名が一般的であり、戦略的意思決定の承認や経営者の選任に対して実質的な影響を持つと考えられる過半数ないし3分の1を超える社外取締役の選任事例は例外にとどまる。

この点は、日本企業の社外取締役が比率・人数の点から見る限り、助言、議論の活性化や意思決定の透明性の確保には効果が期待できるものの、実質的な経営の監視機能は弱い可能性を示唆する。

2000年代後半の社外取締役の属性は、パネルCに要約されている。まず、会社法定義の社外取締役を見ると、銀行、関係会社（15%以上の株式を保有する支配株主）から派遣されている社外取締役は、全体で6.9%、10.9%であり、2010年度末で、銀行関係者がやや上昇して7.6%、逆に関係会社出身者は

¹¹ 東京証券取引所の「コーポレート・ガバナンス白書2011」によれば、東証上場企業（2010年9月時点）の社外取締役の1社あたりの平均人数は0.91人、社外取締役比率が3分の1以上の企業は245社（構成比10.7%）である。また、日本取締役協会の「上場企業のコーポレート・ガバナンス調査2011」は、東証1部上場企業（2011年7月時点）で、社外取締役を選任している企業は857社（構成比51.4%）、社外取締役の1社あたりの平均人数は2.0人、社外取締役が全取締役に占める割合は11%であると報告している。

¹² のちのハンペル報告書（1998年）では、その基準が3分の1以上に引き上げられた。なお、CFA Institute（2009）は、GovernanceMetrics International社のデータ（各国の主要株価指数に含まれる企業が対象）を用いて、各国の社外取締役比率を、米国は74%、英国は60%、韓国は27%と報告している。

低下して 6.1%である。後者は、近年の上場子会社の減少を反映している（宮島・新田・宍戸 [2011]）。

会社法定義の社外取締役から、銀行・支配会社関係者を除いた独立社外取締役のうち、社長級の兼任が確認されるケースは、2010 年度末で 12.0%である。また、表掲はしていないが、社外取締役の持株比率の平均値は 0.01%にとどまり、ほぼ無視することができる¹³。

最後に、パネル D で産業別の社外取締役比率を見れば、産業間での分散が大きいことが確認される。傾向的には製造業で社外取締役比率は低く、非製造業で高い。また、製造業の中でも、「もの造り」の中心といわれる自動車・機械・非鉄金属などで社外取締役比率は低い。

3.2. 社外取締役の導入企業と非導入企業の特徴

では、社外取締役の導入はいかなる要因によって決定されているのか。まず、予備的な考察として、社外取締役の導入企業と非導入企業（つまり、取締役会が内部昇進者のみからなる企業）の間で、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得の困難さ、経営者の交渉力の各変数について有意な差があるのかを、平均値と中央値について検定する。

なお、日本の上場企業の多くでは、取締役会の構成は通常 6 月の株主総会で明らかになるため、フロー変数については前期の値、ストック変数については前期末（同年 3 月末）の値を用いている。また、財務データはすべて連結ベースである。注目する変数は、前節の仮説に従って以下の通りである。各変数の定義の詳細は、付録を参照されたい。

第 1 の変数群 X_1 は、事業の複雑性の代理変数であり、先行研究にならって、企業規模、企業年齢、セグメント数、負債比率を採用した¹⁴。また、企業結合法制の整備を背景に急速にその採用が進展した持株会社を示すダミー変数も複雑性の指標に追加した¹⁵。

第 2 の変数群 X_2 は、社外取締役によるモニタリングの必要性の代理変数であり、キャッシュフロー比率、ハーフィンダール指数、敵対的買収防衛策の導入の有無を示すダミー変数からなる¹⁶。

第 3 の変数群 X_3 は、社外取締役が、アドバイスあるいはモニタリングを実施する際の情報獲得の困難さを示す変数群である。ここでは、R&D 比率（R&D 支出/総資産）、時価簿価比率、株価収益率の過去 36 か月間の標準偏差、無形資産比率を採用した。

¹³ その標準偏差は 0.17%、最大値は 12.17%である。また、2010 年度末では平均値が 0.01%、標準偏差が 0.17%、最大値が 5.01%である。

¹⁴ このうち企業年齢は、企業のライフサイクルからみれば成熟化の指標ともなるから、モニタリングの必要性の代理変数とも解釈できる。

¹⁵ この他にも、総資産連単倍率や連結子会社数も複雑性の代理変数として採用したが、同様の結果を得ている。

¹⁶ この他にも、現預金比率をモニタリングの必要性の代理変数として採用したが、同様の結果を得ている。ただし、Dittmar and Smith (2007)も指摘するように、有効な企業統治の結果として潤沢な現預金保有が実現している可能性も否定できない。このことは、キャッシュフロー比率や産業調整済み ROA に関しても当てはまる。

第4の変数群 X_4 は、経営者の交渉力を示す変数群であり、産業調整済み ROA、経営者の在職年数、経営者の持株比率からなる。このうち産業調整済み ROA は経営者の経営能力・努力水準の指標であり、同業他社に比べてパフォーマンスが低い場合に経営者の交渉力が低くなると想定されている。

== 表3 基本統計量と独立社外取締役導入・非導入企業の比較 ==

表3によれば、事業の複雑性に関する仮説と整合的に、社外取締役の導入企業は、非導入企業に比べて企業規模が大きく、企業年齢が高く、セグメント数が多く、組織がより複雑で、負債比率が高い。また、モニタリングの必要性に関しては、社外取締役の導入企業は、非導入企業に比べてキャッシュフロー比率では有意な差が確認されないものの、敵対的買収防衛策の導入確率が有意に高い。さらに、経営者の交渉力を示す変数でも、仮説と整合的に、社外取締役導入企業における経営者の在職年数は短く、経営者の持株比率は低い。

しかし、情報獲得の困難さを示す指標に関しては、仮説とは逆の結果が得られている。特に R&D 比率と時価簿価比率に関しては、平均値と中央値のいずれでも社外取締役の導入企業の方が高く、その差は 1%水準で有意である。つまり、外部から情報獲得の困難な企業でむしろ社外取締役が導入されることになる。

最後に、機関投資家と外国人投資家の保有比率のいずれも、社外取締役の導入企業の方が有意に高い。この結果は、機関投資家が独立取締役に対して強い選好を持つという見方と整合的である。もっとも、以上の結果は、社外取締役の導入企業と非導入企業の企業特性の差を明らかにするのみで、その特性の差が社外取締役の導入の決定要因であると断定はできない。また、企業特性と社外取締役の人数ないし比率との関係についても、何も明らかにしていない。そこで以下では、回帰分析によって他の企業特性に加えて産業固有の要因や年次固有の要因をコントロールした上で、取締役会構成（社外取締役の導入、人数、比率）の決定要因を明らかにする。

4. 取締役会構成の決定要因：回帰分析

4.1. 基本推計

社外取締役の導入、人数、比率の決定モデルとしては、これまでの研究に従って、以下のモデルを推計する。

$$OUT = \alpha_0 + \alpha_{1-5}X_1 + \alpha_{6-8}X_2 + \alpha_{9-12}X_3 + \alpha_{13-15}X_4 + \alpha_{16}ID + \alpha_{17}YD + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、*OUT*は、社外取締役に関する変数であり、独立社外取締役の有無（ダミー変数）、独立社外取締役の人数、独立社外取締役の比率を採用する。他方、説明変数 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 は、前節で説明した通り、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得の困難さ、経営者の交渉力を示す変数群である。また、*ID*は産業ダミー、*YD*は年次ダミーを示している。推計方法は、被説明変数が独立社外取締役の有無の場合にはロジット・モデル(Logit Model)を、独立社外取締役の人数及び独立社外取締役の比率の場合には、ゼロをとる観察値が多いためトービット・モデル(Tobit Model)を用いた。

推計結果は 表 4 の通りである。1-3 列目が基本推計の結果であり、4-6 列目は期間中に新規上場・上場廃止した企業を除いた場合の推計結果である。これにより観測数が 467 減少するが、結果は基本的に変わらない¹⁷。

X_1 の事業の複雑性を表す指標は、企業年齢と負債比率を除くと期待通りである。この結果は、セグメント数を連結子会社数や総資産連結・単体倍率に代えても変わらない。組織の複雑性の代理変数である持株会社ダミーも十分な説明力を持つ。例えば、セグメント数の 1 標準偏差 (1.30) の増加は、社外取締役の導入確率を 3.5%引き上げ、社外取締役数を 0.08 人増加させ、社外取締役比率を 0.77%引き上げる。また、持株会社の採用は、社外取締役の導入確率を 10.2%、社外取締役数を 0.31 人増加させ、社外取締役比率を 4.32%引き上げる。この期間の平均の社外取締役導入比率が 40%、社外取締役数が 0.73 人、社外取締役比率が 8.02% (表 2) であることを考慮すれば、この経済的規模は実質的である。平均的に日本の上場企業は、事業ポートフォリオや組織構造が複雑であるほど社外取締役を導入する、または、社外取締役比率が高くなるという傾向が確認できる。なお、企業年齢は有意ではないものの期待された符号条件と異なり負である。

X_2 のモニタリングの必要性を表す指標は、キャッシュフロー比率とハーフィダール指数はともに有意な関係を示していない¹⁸。他方、買収防衛策の導入ダミーの係数は有意に正であり、社外取締役の導入をもたらすことが確認される。買収防衛策の導入は社外取締役の導入確率を 8.8%、社外取締役数を 0.19 人、社外取締役比率を 1.89%引き上げる。Gillan et al. (2006)の指摘する通り、社外取締役は経営権市場による規律と代替的な関係にあると見てよい。

X_3 のアドバイスとモニタリングのための情報獲得の困難さを示す変数は、期待とは対照的な符号を示す。3 列目の推計結果で見れば、R&D 比率、時価簿価比率、無形資産比率の係数はいずれも 1%水準で有意に正である。この結果は、平均的には、R&D 比率が高いほど、成長可能性が高いほど、無形資産の比重が高いほど、社外取締役の導入確率、あるいは、社外取締役の比率が高いことを意味し¹⁹、企業

¹⁷ 被説明変数の系列相関を考慮して 2005 年、07 年、09 年のみのデータを用いて推計した場合にも結果は変わらない。

¹⁸ 日経 500 構成企業を対象とした齋藤 (2011) の推計によれば、キャッシュフローの係数が有意に負である、つまり、経営者が裁量的に処分できるキャッシュフローの多い企業ほど社外取締役を導入する確率が低い。しかし、本稿の推計では、それほど強い関係は確認できない。

¹⁹ もっとも、理論的想定とは異なって、R&D 比率が高い (低い) 企業の社外取締役比率が高い (低い) と

の取締役会構成の選択が何らかのバイアスを持っていることを示唆する²⁰。

X_4 の経営者の交渉力を示す変数では、産業調整済み ROA の係数が有意でないものの符号条件を満たしている。経営者の在職年数と経営者の持株比率はいずれも期待された符号条件を満たし、有意水準も高い。例えば、経営者の在職年数の5年の増加は、社外取締役の導入確率を1.8%、社外取締役数を0.04人、社外取締役の比率を0.52%引き上げる。

== 表4 基本推計の結果 ==

以上、2005年以降の日本企業の取締役会の構成は、多角化や持株会社化の進展といった事業の複雑性、買収防衛策の乱用の防止といった経営監視の必要性や経営者の交渉力によって決定される。毎年のクロスセクションで見た決定係数も2005年から09年までは着実に上昇しており、企業が事業特性に応じて取締役会構成を選択する傾向が強まっている点は近年の特徴と言える。しかし、その程度は米国や英国と比べれば依然大きく劣っている。

4.2. 主成分分析

前節のモデルでは、取締役会構成を決定する、事業の複雑性、モニタリングの必要性、情報獲得の困難さ、経営者の交渉力の要因について、複数の変数を選択して推計を試みた。しかし、個々の特性を示す複数の変数間には相互に相関があるため（例えば、規模が大きい企業は、多角化の程度が高く、持株会社を採用する傾向が高い）、多重共線性などの問題がある。そこで、Boone et al. (2007)、Linck et al. (2008)、Guest (2008)にならって、各特性を示す複数の変数を主成分分析によって一つの変数に集約した。

具体的には、事業の複雑性を表す5つの変数から COMPLEX、モニタリングの必要性を表す3つの変数から MONITOR を、情報獲得の困難さを示す3つの変数から INFOCOST を、最後に、経営者の交渉力を示す3つの変数から NEGOT を作成した。

説明変数を、以上の主成分分析に基づく変数に代えた推計結果は、表5に要約されている。事業の複雑を示す COMPLEX とモニタリングの必要性を示す MONITOR の係数はいずれも有意に正、経営者の交渉力 NEGOT の係数は有意に負である。例えば、COMPLEX が1標準偏差増加すると、社外取締役の導入確率は7.5%、社外取締役の人数は0.20人、社外取締役比率は1.72%上昇する。既述の通り、この期間中の社外取締役導入比率が40%、社外取締役人数の平均が0.73人、社外取締役比率の平均が8.02%

いう傾向は、米国企業や韓国企業を対象とした研究でも確認されている(Coles et al. [2008]、Linck et al. [2008]、Choi et al. [2007])。詳しくは表1を参照されたい。

²⁰ 齋藤(2011)や内田(2012)の分析でも、情報獲得が困難な企業ほど社外取締役比率が高いという結果が得られている。

であることから見れば、非常に大きな規模といえる。他方、MONITORも5%水準で有意であるが、その経済的規模は相対的に小さい。経営者の交渉力を示すNEGOTの規模は、COPLEXとMONITORの間であり、その1標準偏差の上昇は社外取締役の導入確率を4.6%、社外取締役人数を0.11人、社外取締役比率を1.23%引き下げる。他方、情報獲得の困難さを示すINFOCOSTは、これまでの推計結果と同様に理論的な予測とは異なり、1%水準で有意に正である。つまり、情報獲得の困難な（容易な）企業ほど、社外取締役の導入確率、あるいは、社外取締役の比率が高く、しかも、その経済的規模は大きい。このINFOCOSTの1標準偏差の上昇は、社外取締役の導入確率6.2%の上昇、社外取締役数0.15人の増加、社外取締役比率1.85%の上昇を伴い、COMPLEXの経済的規模とほぼ同規模である。

==表5 主成分分析の推計結果 ==

以上要するに、日本企業の取締役会の構成は、平均的には、ある程度まで事業の複雑性、モニタリングの必要性、経営者の交渉力によって決定されている。この意味で、社外取締役の選任は単なるwindow dressingでなく、企業は事業特性に応じて合理的に取締役会構成を選択していると理解することができる。しかし他方で、本稿の推計結果から、理論的想定とは異なって、情報獲得の困難な（容易な）企業ほど、社外取締役の比率が高い（低い）ことが確認される。この結果は、日本の上場企業の取締役会の構成が、情報獲得コストの面から見て合理的な構成から乖離していることを示唆している。

5. 取締役会構成の決定に対する機関投資家の影響

5.1. 所有構造の分化

これまでの推計モデルでは、株式所有構造の差、あるいは、外部ガバナンスの差を考慮してこなかった。それは、これまで利用されてきたモデルが、株式保有の目的を投資収益の最大化とする株主が支配的であること、つまり、アウトサイダー優位の所有構造であることを重要な暗黙の前提としていたからである。しかし、日本企業の株式所有構造についてこの前提は妥当しない。既述の通り、日本企業では、主要取引先銀行（メインバンク）や法人など、投資収益の最大化よりも長期的関係の維持を保有の目的とするインサイダーが支配的地位を占め、こうしたインサイダー優位の所有構造は、内部昇進者中心の取締役会構成と補完的關係にあった。しかも、近年こうした構造はアウトサイダー優位に急速に変貌したものの、その変化は企業間で均質ではなく、大きな格差を伴っている。

そこで、以下では、この点を明示的に考慮して、株式所有構造が取締役会の構成に与える影響を検討する。その際、内外機関投資家の保有比率の合計に注目する²¹。これまで、我が国の国内機関投資家の

²¹ 以下では、信託銀行の保有分を集計する。国内機関投資家の合計は、投資信託、信託銀行が運用委託を受けた公的・私的年金の保有分であり、投資顧問会社の保有部分は含まれていない。

行動については、親会社や取引先への考慮が優先され、必ずしも投資収益の最大化に従った投資行動ないし議決権行使を取っていない可能性が指摘されてきた。しかし、宮島・保田（2012）によれば、国内年金基金の増加や、公的年金の株式への運用を可能とした 2000 年以降の規制緩和などによって、信託銀行・投資顧問会社の行動は変化し、いまや内外機関投資家の銘柄選択や議決行使行動の差は縮小した。親会社の意向や取引関係の重視といった、かつて指摘された国内機関投資家の特徴はもはや過去のものとなった。そこで、本稿では、機関投資家保有比率（内外機関投資家保有比率の合計）に注目して、上位 4 分位（閾値は 34.4%）に属する資本市場の圧力が高い企業群と、下位 4 分位（同 11.17%）に属する資本市場の圧力が低い企業群とにサンプルを分割する。

2 つの企業群の基本統計量は、表 6 に要約した。あらかじめ強調しておく必要があるのは、両企業群間で社外取締役比率に大きな差がある。機関投資家の保有比率の高い企業群では、社外取締役の導入比率が 51%であるのに対して、機関投資家の保有比率の低い企業群の導入比率は 35%にとどまる。社外取締役の人数、社外取締役の比率の平均についても、それぞれ 1.11 人対 0.54 人、11.5%対 6.6%と明瞭な差がある。

== 表 6 機関投資家保有比率別の基本統計量 ==

われわれの関心は、社外取締役の導入や取締役会構成の決定に関して、両企業群に差があるか否かである。まず、社外取締役導入企業と非導入企業の平均値と中央値の差を確認すると次の点が注目される。

第 1 に、機関投資家保有比率の高い企業群では、事業の複雑性を示す変数について、社外取締役導入企業の平均値と中央値ともに、非導入企業に比べて高く、いずれの指標でもその差は有意である。それに対して、機関投資家保有比率の低い企業群では、社外取締役導入企業と非導入企業間の各変数の差は小さく、企業年齢は非導入企業の方がむしろ有意に高い。

第 2 に、モニタリングの必要性を示す変数では、キャッシュフロー比率について、理論的想定に反して、非導入企業の方が、やや高い点では両群とも同じである。機関投資家保有比率の高い企業群では、特に敵対的買収防衛策の導入比率について社外取締役導入企業と非導入企業で有意な差がある。それに対して、機関投資家保有比率の低い企業群では、買収防衛策の導入比率について社外取締役導入企業と非導入企業との間の差が小さい。

第 3 に、経営者の交渉力に関する変数についても、産業調整済み ROA、経営者在職年数、経営者の持株比率のいずれの指標で見ても、機関投資家保有比率の高い企業群では、社外取締役導入企業の平均値と中央値ともに、非導入企業に比べて有意に低く、経営者の交渉力が低いと社外取締役の導入が進むという関係が確認できる。それに対して、機関投資家保有比率の低い企業群では、そのような関係は明瞭には確認できない。

最後に、情報獲得の困難さを示す変数に関しては、両群とも理論的想定と反対の結果が得られている点では差がない。ただし、機関投資家保有比率の高い企業群では、R&D 比率について社外取締役導入企業と非導入企業の差が大きく、機関投資家保有比率の低い企業群では、時価簿価比率について導入企業と非導入企業の差が大きい。

以上要するに、平均値と中央値の差で見る限り、機関投資家保有比率の高い企業群の方が、事業の複雑性、モニタリングの必要性、経営者の交渉力などを示す変数に関して、社外取締役導入企業と非導入企業との差が大きいことが確認できる。

5.2. 推計結果

次に、機関投資家保有比率の高い企業群と低い企業群にサンプルを2分して、前節と同じ(1)式を推計した結果を報告する。推計結果は、表7の通りである。

== 表7 機関投資家保有比率別の推計結果1 ==

第1に、両企業群の間で、モデルの当てはまりに大きな差があることが重要である。機関投資家の保有比率の高い企業群では、(1)式によって、取締役会構成の分散の12.3%が説明できるのに対して、機関投資家の低い企業群では6.2%にとどまる。

第2に、機関投資家保有比率の高い企業群では、事業の複雑性を示す変数が重要な決定要因である。特にセグメント数が多く、持株会社の形態をとる組織的に複雑な企業で、社外取締役の導入確率または社外取締役比率が高い。それに対して、低い企業群では、事業の複雑性を示す変数は、負債比率を除いて非有意である。変数を、COMPLEXに代えても結果は同じである。COMPLEXは、機関投資家保有比率の高い企業群のみで有意であり、この企業群では、COMPLEXが1標準偏差増加すると社外取締役比率が2.6%上昇すると試算される。

第3に、モニタリングの必要性に関して、機関投資家保有比率の高い企業群では、買収防衛策の導入ダミーの係数が有意に正であるのに対して、機関投資家保有比率の低い企業群では有意でない。このことは、経営権市場の作用を制約する買収防衛策の導入と社外取締役が代替関係に立つのは、もっぱら機関投資家保有比率の高い企業群のみに限られることを意味する。また、変数を主成分分析によるMONITORに代えても結果は同じである。機関投資家保有比率の高い企業群でのみ、モニタリングの必要性の高い企業が社外取締役を選任する傾向を確認できる。

第4に、経営者の交渉力に関しては、機関投資家保有比率の高い企業群では、産業調整済みROAに対して有意に負に感応するのに対して、低い企業群では感応しない。同様に、機関投資家保有比率の高い企業群のみで、経営者の在職年数が長い場合に、社外取締役比率が有意に低くなる。つまり、経営者

の経営能力を反映した交渉力が取締役会の構成に影響を与えるのは、機関投資家保有比率の高い企業群のみである。他方、機関投資家保有比率の低い企業群では、産業調整済み ROA と経営者の在職年数に非感応である反面、経営者の持株比率に十分ではないが有意に負に感応する。

最後に、情報獲得の困難な企業ほど社外取締役比率が高いという理論的想定と異なる関係は、機関投資家保有比率の高低にかかわらず確認できる。機関投資家保有比率の高い企業群では R&D 比率について、機関投資家保有比率の低い企業群では無形資産比率について上記の関係が強い。また、時価簿価比率の係数は両企業群ともに有意に正である。この結果は、INFOCOST を用いた推計結果でも同様であり、いずれもアドバイスやモニタリングが困難（容易）な企業で社外取締役が「過剰（過少）」に導入されている可能性は、機関投資家保有比率の高低と基本的に無関係である²²。

5.3. 合理的選択の促進対「過剰な」選択

機関投資家保有の高低は、企業特性に応じた取締役会構成の合理的な選択を促進するだけでなく、企業特性とは無関係に社外取締役比率を引き上げる可能性もある。資本市場が社外取締役に強い選好を持つため、経営者がそれを読み込んで、「過度」に社外取締役を選任する可能性があるからである。この点を検証するために、機関投資家保有比率の高低ダミーと各変数とその交差項を導入して推計した。その結果のうち、主成分分析によって集約した変数を用いた推計結果のみ表 8 に要約した。

COPLEX と高機関投資保有比率ダミーの交差項の係数は有意に正であり（2 列目）、MONITOR と機関投資家保有比率の交差項の係数も有意に正である（4 列目）。つまり、事業の複雑性やモニタリングの必要性という特性は、機関投資家保有比率が高い場合に、より強く作用するという前項の見方が支持される。例えば、機関投資家保有比率の高い企業群では、COPLEX が 1 標準偏差上昇すると、社外取締役比率が 1.9% 上昇する。他方、NEGOT と高機関投資家ダミーの交差項の係数は有意に負であり、経営者の交渉力は機関投資家保有比率が高い場合に、より強く作用するという見方も同様に支持される。機関投資家保有比率が高い場合に、NEGOT の 1 標準偏差の上昇は社外取締役比率を 2.7% 引き下げる。

同時に表 8 で注目されるのは、高機関投資家ダミーの単独項が有意に正で、その経済規模が大きいことである。機関投資家保有比率の高い企業群では、社外取締役比率が 3.3% 上昇する。この結果は、単に機関投資家が企業特性に対応した取締役会構成の選択を促進しているだけでなく、企業特性にかかわらず、社外取締役比率を引き上げていることを示唆する。以上の点を事業の複雑性を例にとって示せば、図 2 の通りである。横軸は、事業の複雑性、縦軸は社外取締役比率である。ここで、取締役会構成の決

²² 機関投資家保有比率の中央値でサンプルを分割した場合にも、以上の結果は支持される。ただし、機関投資家保有比率が高い（低い）企業群では、モデルの説明力が 11.4%(7.7%) である。機関投資家保有比率が高い企業群では、企業規模、ハーフィンダール指数、経営者の持株比率の係数が有意に正の値をとる。また、低い企業群では、R&D 比率と経営者の在職年数の係数が有意に正の値をとり、企業年齢の係数が有意に負の値をとる。この場合にも産業調整済み ROA の係数が有意に正の値を取るの機関投資家保有比率の高い企業群のみである。

定に対する機関投資家の効果は、企業特性（事業構造が複雑になるほど、外部者からのアドバイスの必要性が高まる）に対応した取締役会構成の選択を促進する効果（図中①の傾きを上昇させる効果）と、企業特性に関わらず社外取締役比率を一律に上昇させる効果（図中②の定数項を上昇させる効果）からなる。事業の複雑性(COPLEX)が1標準偏差上昇したときの高機関投資家企業と低機関投資家企業の社外取締役比率の上昇の差は0.8%であるから、高機関投資家企業で一律に社外取締役比率が上昇する効果（3.3%）の規模は十分に大きい。

== 表8 機関投資家保有比率別の推計結果2 ==

== 図2 取締役会構成の決定要因と機関投資家の影響 ==

さらに、機関投資家ではなく、外国人投資家の4分位によって、高外国人投資家保有ダミーと、低外国人投資家保有ダミーを作成して、これまでの機関投資家ダミーに代えて推計した。推計結果は基本的に同じである（表8のパネルB 1-4列目）。事業の複雑性やモニタリングの必要性が、外国人投資家保有比率の高い企業群でより強く作用する。また、高外国人投資家ダミーの単独項が有意に正であり、外国人投資家保有比率の高い企業群では、社外取締役比率が3.8%高くなる。機関投資家と同様に、外国人投資家の存在は経営者が企業特性に対応した取締役会構成を選択することを促進しているだけでなく、企業特性にかかわらず、社外取締役比率を全般的に引き上げていることを示唆する。

以上要するに、事業の複雑性、モニタリングの必要性や経営者の交渉力は、アウトサイダー保有比率の高い企業でより強く作用し、合理的な取締役会構成の選択を促進する傾向が強い。しかし同時に、アウトサイダー保有の上昇は、社外取締役比率を平均的に上昇させており、機関投資家の社外取締役への選好を経営者が織り込んで「過度」に社外取締役を選任している可能性も否定できない。

6. 社外取締役の導入効果

6.1. 社外取締役のパフォーマンス効果

2000年代後半、日本の上場企業は徐々に社外取締役の選任を進めてきた。では、この社外取締役の導入は、アドバイス・モニタリング機能を通じて企業パフォーマンスに実質的な影響をもたらしたのか。本節では、この点を検証する。

表9は、第1次接近として社外取締役導入企業と非導入企業の産業調整済みROAの平均値の差を検定している。全企業で見ると、社外取締役導入企業が、非導入企業に比べてパフォーマンスが有意に高いという関係は確認できない。もっとも、平均値の差を確認しただけで社外取締役導入の効果はない

と判断するのは拙速である。以下では、パフォーマンスに影響を与える他の要因を考慮しても、この関係が支持されるのかを確認するために、先行研究にならって以下のモデルを推計する。

$$\begin{aligned}
 AROA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 OUT_{i,t} + \beta_2 INST_{i,t} + \beta_3 BOARD_{i,t} + \beta_4 DEBT_{i,t} + \beta_5 FAGE_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 ID + \beta_8 YD \\
 & + v_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

ここで、被説明変数の *AROA* は産業調整済み ROA であり、説明変数の *OUT* は社外取締役に関する変数（導入ダミー、人数、比率）、*INST* は機関投資家保有比率、*BOARD* は取締役人数、*DEBT* は負債比率、*FAGE* は企業年齢、*SIZE* は総資産の対数値である。産業ダミー (*ID*) と年次ダミー (*YD*) も加えている。

Hermalin and Weisbach (2003) や Adams et al. (2010) が指摘しているように取締役会の構成は内生的に決定されるため、推計モデルの選択にあたっては、この内生性の問題に対処することが重要となる。ここでは、前節で確認された、業績の悪い企業ほど社外取締役を選任する傾向があることをコントロールするために前期の産業調整済み ROA を説明変数に追加したうえで、社外取締役の選任を選択する観察不可能な要因が時間を通じて一定であると仮定して固定効果モデル(Fixed Effects Model)を用いて推計する。さらに、この社外取締役の選任の自己選択に起因する内生性の問題に対処するために、ヘックマンの 2 段階推定法(Heckman's Two-step Estimation)を用いた推計も試みる。ヘックマンの 2 段階推定では、1 段階目に社外取締役導入の選択関数を Probit Model を用いて推計し、2 段階目に 1 段階目で計算された逆ミルズ比を説明変数に加えて (2) 式を推計する。なお、1 段階目では表 4 で用いている説明変数に機関投資家保有比率を追加して決定関数を推計した。推計結果は表 10 に要約されている。

== 表 9 社外取締役の導入効果 ==

== 表 10 社外取締役の導入効果 パフォーマンス効果の推計結果 ==

1 列目には固定効果モデル、2 列目にはヘックマンの 2 段階推定の 2 段階目の推計結果が示されている。いずれにおいても、社外取締役の係数は有意ではない。表掲はしていないが、社外取締役の人数や比率を説明変数として用いても結果は変わらない。このことは、内生性を考慮しても、社外取締役の導入や人数・比率上昇が有意なパフォーマンス効果を持たないということを意味している。

もっとも、社外取締役の導入や人数・比率上昇が、平均的には企業パフォーマンスに有意な影響を持たないというこの結果は驚くにはあたらない。表面的には、社外取締役が実質的な効果を持たないという window dressing 仮説と整合的である。また、Hermalin and Weisbach (2003) が指摘するように、

企業が「最適」に取締役会構成を選択した結果として発生する可能性もあるからである。実際に、日本企業はある程度まで企業特性に応じて取締役会構成を選択していたため、その可能性も否定できない。しかし、最も可能性が高いのは、社外取締役がすべての企業に正のパフォーマンス効果をもたらす **one size fits all** の経済制度でないという見方である。つまり、この結果は、社外取締役の選任が合理的な企業における社外取締役選任のポジティブな効果が、社外取締役の選任が非合理的な企業における選任のネガティブな効果によって相殺された結果として発生した可能性が高い。

6.2. いつ社外取締役は機能するのか

従って、重要な問題は Duchin et al. (2010) が指摘する通り、社外取締役が企業パフォーマンスに実質的に影響を与えるか否かではなく、どのような特性を持つ企業に対して与えるかである。

4、5 節の分析によれば、企業特性から乖離した取締役会構成の選択をもたらす可能性があるのは、情報獲得コストとアウトサイダー保有比率の水準である。つまり、情報獲得コストが低い企業で、経営者が社外取締役を選任すれば、企業パフォーマンスは上昇する可能性がある。逆に、情報獲得コストが高い企業で、経営者が何らかの理由で社外取締役を「過度」に選任すれば、企業パフォーマンスは低下する。同様に、機関投資家保有比率が低い企業で、社外取締役を選任すれば、企業パフォーマンスは上昇する可能性がある（代替効果）。逆に、機関投資家保有比率が高い企業で、経営者が合理的な水準以上の社外取締役を選任すれば、企業パフォーマンスは低下する。もっとも、社外取締役のパフォーマンス効果は、資本市場の圧力と結合した場合のみ効果を持つ可能性もある（補完効果）。その場合、機関投資家保有比率の高い（低い）企業における社外取締役の選任はパフォーマンスを引き上げる（下げる）。

以下では、この推論の妥当性を、情報獲得コストと機関投資家保有比率を明示的に考慮することによって検証する。

表 9 のパネル A の下段では、情報獲得コストの 4 分位ごとに、社外取締役導入企業と非導入企業の産業調整済み ROA の平均値の差を検定している。同表によれば、情報獲得コストが上昇するにつれて、産業調整済み ROA が上昇する傾向がある。注目すべきは、社外取締役導入企業と非導入企業の産業調整済み ROA の差が、情報獲得コストの低い企業で有意に正、高い企業で有意ではないものの負であることである。この結果は、情報獲得コストの低い企業群でのみ、社外取締役が正のパフォーマンス効果を持ち、情報獲得コストの高い企業群では、そのような効果がないか、場合によっては負の効果を持つことを示している。

同様に、**パネル B** の下段では、機関投資家保有比率の 4 分位ごとに、社外取締役導入企業と、非導入企業の産業調整済み ROA の平均値の差を検定している。ここでも、機関投資家保有比率が上昇するにつれて、産業調整済み ROA が上昇する傾向にある。また、機関投資家保有比率が低い（高い）企業群では、社外取締役導入企業と非導入企業の産業調整済み ROA の差が有意に正（負）である。このことは、

資本市場の圧力が低い企業群では社外取締役がその代替的な役割を果たす一方、資本市場の圧力の高い企業群では、経営者が社外取締役を過剰に選任している可能性を示唆する。

企業パフォーマンスに影響を与える他の要因をコントロールした上でも、以上の関係が確認できるかを検証するために、(2)式に情報獲得コストの第1(4)四分位の企業群に1を与える低(高)情報獲得コストダミーと社外取締役とその交差項、さらに、機関投資家保有比率の第1(4)四分位の企業群に1を与える低(高)機関投資家ダミーと社外取締役とその交差項を追加したモデルを推計する。

表10の3-8列目には、社外取締役の導入、人数、比率を説明変数とした推計結果が示されている。固定効果モデルを用いた場合には、1列目の結果と同様に社外取締役の係数は負であるものの非有意、社外取締役と低情報獲得コストダミーの交差項が有意に正の値をとる。3列目の推計結果は、情報獲得コストの低い企業群では、平均的には産業調整済みROAが1.22%低いものの、社外取締役を導入すれば0.68%改善することを意味する。一方、ヘックマンの2段階推定を用いた場合にも、社外取締役と低情報獲得コストダミーとの交差項が有意に正の値をとる。この結果は、社外取締役の導入、人数、比率のすべてにおいて支持され、結果は頑強である。このことは、社外取締役の選任が、情報獲得コストの低い企業群においてのみ正のパフォーマンス効果を持ち、その他の情報獲得コストの高い企業群では有意な効果を持たないことを示している。

以上の情報獲得コストの低い企業でのみ社外取締役の選任が正のパフォーマンス効果を持ち、情報獲得コストの高い企業では社外取締役の選任が有意な効果を持たない、または、負の効果を持つという関係は、①説明変数をその1期ラグに代えた場合、②被説明変数の産業調整済みROAと説明変数の社外取締役比率を差分(つまり、社外取締役の新規選任)に代えた場合にも確認される(表掲はしていない)。

以上の結果は、情報獲得コストの高い企業群において、何らかの理由で社外取締役が「過度」に選任されているという4節の事実と整合的であり、情報獲得コストの低い企業群において、社外取締役が選任されれば、モニタリングあるいはアドバイスの機能を通じて企業価値が引き上げられる可能性を強く示唆している。

他方、社外取締役の導入ダミーと高低機関投資家ダミーの交差項は、固定効果モデル(3列目)では、社外取締役と低機関投資家ダミーの交差項の係数が非有意であるのに対して、社外取締役と高機関投資家ダミーの交差項の係数が10%水準であるが有意に負である。機関投資家の保有比率の高い企業群では、平均的に産業調整済みのROAが1.00%高いが、社外取締役を導入している場合、そのうち0.53%が失われると試算される。さらに、この社外取締役導入ダミーを、社外取締役人数、比率に代えると有意性は上昇する(4・5列目)。ただし、ヘックマンの2段階推定を用いた場合(6-8列目)には、いずれの推計でも社外取締役と高機関投資家ダミーの交差項の係数は負であるものの有意ではない。

この結果は、情報獲得コストや企業パフォーマンスに影響を与えるその他の要因をコントロールすると、平均値の差の検定で見られた機関投資家保有比率の低い企業群における社外取締役の代替効果は十

分に確認できないことを意味する²³。他方、十分に頑強ではないが、機関投資家保有比率が高い企業群において、社外取締役が負のパフォーマンス効果を示しており、社外取締役が資本市場の圧力と結合した場合のみ効果を持つという見方（補完効果）も成立しないことを示唆する。従って、この結果は、現在の日本企業では、経営者が企業特性から見て合理的な水準以上の社外取締役を選任し、その選任が場合によっては、企業パフォーマンスの低下をもたらしているという見方と整合的である。

6.3. 社外取締役と経営者交代

企業統治の要点は、企業業績が悪化したときに的確に経営者の交代を促すメカニズムを持つか否かにある。社外取締役が存在することで、企業業績が悪化したときに経営者が交代する確率は高まるのか。この問題に接近するため、Weisbach (1988)、Huson et al. (2001)らにならって、以下の標準的なモデルを推計する。

$$\begin{aligned}
 TURNOVER_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 AROA_{i,t-1} + \gamma_2 OUT_{i,t-1} + \gamma_3 AROA * OUT_{i,t-1} + \gamma_4 INST_{i,t-1} \\
 & + \gamma_5 CEOTEN_{i,t-1} + \gamma_6 CEOOWN_{i,t-1} + \gamma_7 SIZE_{i,t-1} + \gamma_8 ID + \gamma_9 YD + v_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

ここで、被説明変数の *TURNOVER* は経営者が交代した場合に1、交代しない場合に0をとるダミー変数である。先行研究で指摘されるように、経営者交代は通常交代 (Routine turnover) と強制的交代 (Forced turnover) に分けられる。本稿では、社外取締役の導入効果として、企業業績が悪化したときに強制的な経営者交代が促進されるかに注目するため、社長が会長にならずに社長職から退く場合のみを経営者交代とみなして分析する。説明変数の *AROA* は産業調整済みROA、*OUT* は社外取締役に関する変数（導入ダミー、人数、比率）、*AROA*OUT* は *AROA* と *OUT* の交差項、*INST* は機関投資家保有比率、*CEOTEN* は経営者の在職年数、*CEOOWN* は経営者の持株比率、*SIZE* は総資産の対数値である。説明変数はすべて1期ラグを用いており、また、産業ダミーと年次ダミーも加えている。推計にはロジット・モデル (Logit Model) を用いる。

表 11 の 1-3 列目には、(3) 式の推計結果が示されている²⁴。業績の係数は有意に負の値（限界効果：

²³ この結果は、内田（2012）の結果とは異なる。もっとも、内田（2012）の分析では、業績としてトービンの *Q* を採用しており、分析対象が全上場企業、分析期間が 2003-2010 年であるため、直接比較はできない。

²⁴ 分析期間中（2005-2010 年）の強制的な経営者交代は観察値 8188 のうち 496 ケース、交代確率は 6.4% であり、通常交代と強制的交代を含めた経営者交代は、1241 ケース、交代確率は 15.1% である。宮島・青木（2002）によれば、1980（90）年代の交代確率は 14.0(15.1)% であり、この間の交代確率はほぼ変わっていない。

-0.018) をとる²⁵。この結果は、2000 年代後半の日本企業は、平均的に、業績が悪化すると経営者の交代確率が上昇するという意味で有効な企業統治が機能していることを意味する。

しかし、本稿が関心を向ける業績と社外取締役の交差項は、社外取締役の変数に導入ダミー、人数、比率のいずれを採用しても有意ではない。つまり、社外取締役が存在することで、業績が悪化したときの経営者の交代確率がシステマティックに上昇するという事実は確認されない。もっとも、平均的には、社外取締役の存在が経営者の交代に実質的な影響を与えていないとしても、前節の分析と同様に、ある特定の企業群では影響を持つ可能性がある。そこで、以下の 2 つの推論を検証した。

第 1 に、社外取締役のパフォーマンス効果が情報獲得コストに依存するという前節の主張は、経営者交代においても成立するはずである。情報獲得コストが高い企業では、業績悪化が経営者の能力に基づくか否かを識別することが社外取締役には困難だからである。そこで、(3) 式に情報獲得コストの第 1 (4) 四分位の企業群に 1 を与える低 (高) 情報獲得コストダミーと業績×社外取締役とその交差項を追加して推計した。社外取締役の変数に導入ダミーを採用した場合 (4 列目) に、業績×社外取締役と低情報獲得コストダミーの交差項が 10%水準で有意に負の値をとるが、結果は頑強ではなく、社外取締役の人数・比率を採用した場合には、その係数は非有意である。

第 2 に、社外取締役の導入効果が所有構造に依存するという主張も成立するはずである。機関投資家保有比率が低い企業で、社外取締役を選任すれば、業績悪化時の経営者交代を促進する可能性がある (代替効果)。一方、社外取締役の導入効果が資本市場の圧力と結合した場合のみ業績悪化時の経営者交代を促進する効果を持つ可能性もある (補完効果)。そこで、この点を検証するため、(3) 式に社外取締役と機関投資家保有比率の交差項と業績とその交差項を追加した。しかし、これまでの結果と同様に、業績の係数は有意に負の値をとる一方、社外取締役と機関投資家保有比率の交差項と業績とその交差項の係数は、説明変数に社外取締役の導入、人数、比率のいずれを採用した場合でも非有意である。

さらに、以上の社外取締役の存在が業績悪化時の経営者交代を促進させるという結果は、①業績の代理変数を産業調整済み ROA から前期に経常赤字に陥った場合に 1 をとるダミー変数に代えた場合、②サンプルを情報獲得コストの中央値で分割した場合、③サンプルを機関投資家保有比率の中央値で分割した場合、④機関投資家保有比率を高低機関投資家ダミーに代えた場合、⑤社外取締役の導入効果が非線形 (2 人以上、3 人以上選任されている場合にのみ効果を持つ) であることを考慮して推計した場合、⑥経営者交代に通常交代も含めた場合²⁶のいずれでも確認できない。

以上要約するに、社外取締役の存在が業績悪化時の経営者交代を促進させるという実質的な影響は与えておらず、この効果が情報獲得コストの高低や資本市場の圧力の高低に依存するというものもない。この結果は、最大でも 3 人程度にとどまる日本企業の社外取締役の選任現状では、経営者交代には十分

²⁵ 産業調整済み ROA の 1 標準偏差の低下は、経営者の交代確率を 2.4%上昇させる。

²⁶ 前任者の逝去した場合の経営者交代 (13 ケース) をサンプルから除いても結果は変わらない。

は影響力を持っていないと判断して良いだろう。

== 表 11 社外取締役の導入効果 経営者交代の推計結果 ==

7. 政策的含意

本稿の分析結果を要約しておこう。取締役会構成の決定要因に関しては次の点が重要であろう。

- 日本の上場企業の取締役会の構成は、ある程度まで企業価値を最大化するように自社の事業特性に適合的な形で選択されている。
- アウトサイダー保有の増大は、企業が合理的な取締役会構成を選択する程度を高める一方、経営者が、企業特性と無関係に社外取締役の選任を進める傾向を強める。
- 理論的な予想に反して、情報獲得コストの高い（低い）企業が社外取締役を選任する傾向が強い（弱い）。

社外取締役のパフォーマンス効果については次の点が明らかとなった。

- 社外取締役の選任は、一般的に企業パフォーマンスを高めるわけではない。つまり、社外取締役は、one size fits all の経済制度ではない。
- 情報獲得コストの低い企業における社外取締役の選任は有意に正のパフォーマンス効果を持ち、他方、情報獲得コストの高い企業における社外取締役の選任は、有意な効果を持たないか、むしろ負のパフォーマンス効果を持つ。

以上のうち最後の点は、**図 3** の通り理解できる。横軸は、情報獲得コスト、縦軸は企業価値である。ここで、取締役会の構成が企業価値の上昇につながるか否かは情報獲得コストに依存する。企業特殊な情報の重要性の高い、 C^* より右側の領域では、内部昇進者からなる取締役が合理的であり、逆に C^* より左側の領域では、内部昇進者からなる取締役が合理的である。推計結果によれば、現在の日本の上場企業では、情報獲得コストが高い企業群（**図中** C_h ）で内部者からなる取締役会が望ましいにもかかわらず、社外取締役が「過度」に選任されており、その結果、パフォーマンスが低下するという事態が発生している。他方で、情報獲得コストが低い企業群（**図中** C_l ）で、社外取締役の選任が望ましいにもかかわらず、社外取締役が選任されておらず、その結果、パフォーマンスが低下するという事態が並存していると理解できる。

== 図 3 社外取締役のパフォーマンス効果と情報獲得コスト ==

政策的含意

以上の実証結果は、社外取締役の選任を促進する措置の必要性を強く含意している。企業特性から見

て情報獲得の容易な企業群には、社外取締役の選任が企業価値を引き上げる可能性が高いにもかかわらず、経営者の私的利害のために社外取締役の選任が遅れる企業が存在し、こうした企業は資本市場の圧力の低い企業群が多い。ここでは、市場に委ねておくだけでは劣位の均衡からの脱出は不可能であり、外部から社外取締役の選任を促進させる何らかの措置が不可欠である。齋藤（2011）、内田（2012）も異なったサンプルからほぼ同様の結論を得ており、実証分析は社外取締役の選任を促進する制度措置を支持していることを強調しておきたい。

しかし、同時に、近年の日本企業がある程度までその企業特性に従って取締役会構成を選択し、また、社外取締役の導入効果が企業特性によって異なるという実証結果は、すべての企業に一律に社外取締役の選任を課する義務化は、ベネフィットばかりでなくコストを伴うことを意味する。特に、情報獲得の困難な企業群では、義務化が企業価値に負の効果を持つ可能性が高い。実際、わが国でもすでに機関投資家の保有比率の高い企業群で「過度」に社外取締役を選任し、企業価値を引き下げている²⁷。従って、制度設計としては、すべての企業に対する義務化よりも企業に選択の余地を残すことが望ましい。

今回の会社法改正の中間試案に即して言えば、義務化案はさらに慎重な検討を続け、試案の提案する監査・監督委員会設置会社制度を推進することが期待される。ただ、この新制度の選択を促進するために、補完的な措置を取る必要がある。改革の目的が上場企業の少数株主保護にあるとすれば、東証の上場規則に社外取締役を望ましい制度と位置付け、それを採用しない場合には企業側が説明責任を負うという英国の「Comply or Explain 原則」が考慮に値する。また、一部の市場関係者が提案するように、年金積立金管理運用独立行政法人（GPIF）などの公的年金が、運用委託の基準に規定する方法もある。

「社外取締役を選任する企業」であることをパッシブ運用のインデックス構成銘柄の要件とすれば、ほぼ同様の効果が期待できる。

監査・監督委員会設置会社制度導入の推進は、実行面でも現実的である。仮に、社外取締役を一律に義務付けた場合、控えめに見ても東証1部企業で800社、その他の上場企業で1100社、合計2,000社近い企業において新たに社外取締役を選任する必要があり、適切な候補者を一挙に確保するのは容易ではない。しかし、監査・監督委員会制度の選択を可能にして、現行監査役会の社外監査役2名を取締役に選任し、監査・監督委員会に組織変更すれば新たに選任する必要はなくなる。もちろん、監査役として選任された候補者が戦略的意思決定の監視と助言を期待される取締役に適任かという問題が残されているから、徐々に適切な人材を選任する必要があるだろう。長期的には、人材の育成、経営者市場の形成など、社外取締役制度を支える制度の整備が重要な課題となる。

最後に、社外取締役の適切な人数、専門知識と取引関係の有無、インセンティブなどが制度設計上の問題である。また、こうした社外取締役の適性などを誰が判断するかという問題も残されている。既述

²⁷ ただし、ここでは、社外取締役が訴訟リスクを引き下げるなどの副次的効果が期待できることは考慮されていない。

の通り機関投資家保有比率の高い企業では、社外取締役の選任議案に対する賛否を通じて、機関投資家が独立性の評価に重要な役割を演じつつある。しかし、今後、新たに社外取締役の選任が問題となる企業群は、そもそも内外の機関投資家の圧力が乏しい点を特徴としていた。ここに社外取締役問題のジレンマがある。一つのシナリオは、公的・私的年金から運用を委託される内外の機関投資家がイニシアティブを発揮することである。図 1 に見られる第 4 五分以下の中規模企業における近年の機関投資家保有比率の上昇の大部分は、この公的資金を背後に持つパッシブ運用の拡大によるものと見られ、この公的年金の運用委託機関による積極的な議決権行使が、社外取締役制度を機能させる重要な条件となろう。

参考文献

- Adams, R., and Ferreira, D., 2007, A theory of friendly boards., *Journal of Finance* 62, 217-250.
- Adams, R., Hermalin, B., and Weisbach, M., 2010, The role of boards of directors in corporate governance: a conceptual framework and survey., *Journal of Economic Literature* 48, 58-107.
- Aggarwal, R., Erel, I., Stulz, R., and Williamson, R., 2010, Differences in governance practices between U.S. and foreign firms: measurement, causes, and consequences., *The Review of Financial Studies* 22, 3131-3169.
- Bebchuck, L., and Fried, J., 2005, Pay without performance: overview of the issues., *Journal of Corporation Law* 30, 647-673.
- Bhagat, S., and Black, B., 2002, The non-correlation between board independence and long-term firm performance., *Journal of Corporation Law* 27, 231-273.
- Boone, A., Field, L., Karpoff, J., and Raheja C., 2007, The determinants of corporate board size and composition: An empirical analysis., *Journal of Financial Economics* 85, 66-101
- CFA Institute, 2009, Shareowner rights across the markets: A manual for investors.
- Choi, J., Park, S., and Yoo, S., 2007, The value of outside directors: Evidence from corporate governance reform from Korea., *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42, 941-962.
- Coles, J., Daniel, N., and Naveen, L., 2008, Boards: does one size fit all?, *Journal of Financial Economics* 87, 329-356.
- Dittmar, A. and Smith, J., 2007, Corporate governance and the value of cash holdings., *Journal of Financial Economics* 83, 599-634
- Duchin, R., Matsusaka, J., and Ozbas, O., 2010, When are outside directors effective?, *Journal of Financial Economics* 96, 195-214.
- Fama, E., and Jensen, M., 1983, Separation of ownership and control., *Journal of Law and Economics* 26, 301-325.
- Gillan, S., Hartzell, J., and Starks, L., 2006, Trade-offs in corporate governance: Evidence from board structures and charter provisions. *Working Paper, University of Texas.*
- Guest, P., 2008, The determinants of board size and composition: Evidence from the UK., *Journal of Corporate Finance* 14, 51-72.
- Harris, M., and Raviv, A., 2008, A Theory of board control and size., *Review of Financial Studies* 21, 1797-832.

- Hermalin, B., and Weisbach, M., 1998, Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO., *American Economic Review* 88, 96-118.
- Hermalin, B., and Weisbach, M., 2003, Boards of directors as endogenously determined institution: A survey of the economic literature., *Economic Policy Review* 9, 7-26.
- Huson, M., Parrino, R., and Starks, L., 2001, Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective., *Journal of Finance* 56, 2265-2297.
- Jensen, M., 1993, The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems., *Journal of Finance* 48, 831-880.
- Klein, A., 1998, Firm performance and board committee structure., *Journal of Law and Economics* 41, 275-303.
- Linck, J., Netter, J., and Yang, T., 2008, The determinants of board structure., *Journal of Financial Economics* 87, 308-328.
- McKinsey & Company, 2002, Global investor opinion survey on corporate governance.
- Raheja, C., 2005, Determinants of board size and composition: A theory of corporate boards., *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 283-306.
- Romano, R., 2005, The Sarbanes-Oxley Act and the making of quack corporate governance., *Yale Law Review* 114, 1521-1611.
- Saito, T., 2011, The determinants of board composition when managers control director selection: Evidence from Japan., *Working Paper, Kyoto Sangyo University*.
- Weisbach, M., 1988, Outside directors and CEO turnover., *Journal of Financial Economics* 20, 431-460.
- 井上輝一 (2003)「トヨタ自動車のコーポレート・ガバナンスに関する一考察」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』第 68 号、194-202 頁。
- 内田交謹 (2012)「社外取締役割合の決定要因とパフォーマンス」証券アナリストジャーナル 第 50 巻、第 50 号、8-18 頁。
- 齋藤卓爾 (2011)「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」宮島英昭編著『日本の企業統治：その再設計と競争力の回復に向けて』東洋経済新報社 181-213 頁。
- 宮島英昭・青木英孝 (2002)「日本企業における自律的ガバナンスの可能性：経営者選任の分析」伊藤秀史編著『日本企業 変革期の選択』東洋経済新報社 71-106 頁。
- 宮島英昭・新田敬祐 (2011)「株式所有構造の多様化とその帰結：株式持ち合いの解消・「復活」と海外投資家の役割」宮島英昭編著『日本の企業統治：その再設計と競争力の回復に向けて』東洋経済新報社 105-149 頁。
- 宮島英昭・新田敬祐・宍戸善一 (2011)「親子上場の経済分析：利益相反問題は本当に深刻なのか」宮

島英昭編著『日本の企業統治：その再設計と競争力の回復に向けて』東洋経済新報社 289-337 頁。
宮島英昭・保田隆明（2012）「変貌する日本企業の所有構造をいかに理解するか：内外機関投資家の銘柄選択の分析を中心として」金融庁金融研究センター Discussion Paper Series DP 2011-11。

付録 変数一覧

変数	定義	出所
上場市場属性	上場情報【L_TKY】	(b)
産業属性	日経業種中分類コード【NKILM】	(b)
社外取締役導入	社外取締役が1人以上いる場合は1、それ以外は0をとるダミー変数	(b)
社外取締役人数	社外取締役人数【ID_NUM】	(b)
社外取締役比率	社外取締役比率【IDRTO】	(b)
総資産(対数値)	【資産合計】の対数値	(a)
企業年齢	決算期末時点での上場後経過年数【LSTDATE】	(b)
セグメント数	セグメント数(日本標準業分類コード中分類基準)【セグメントデータベース】	(c)
持株会社ダミー	持株会社である場合は1、それ以外は0をとるダミー変数【持株会社データ】	(a)
負債比率	$(\text{【短期借入金】} + \text{【1年以内返済社債・長期借入金】} + \text{【CP】} + \text{【社債・長期借入金】}) / \text{【資産合計】}$	(a)
R&D比率	$\text{【研究開発費】} / \text{【資産合計】}$ (【研究開発費】が空欄の場合は0)	(a)、(d)
時価簿価比率	$(\text{【時価総額】} + \text{【負債合計】}) / \text{【資産合計】}$	(a)、(d)
株価収益率の標準偏差	過去36ヶ月間の月次株価収益率の標準偏差【株式投資収益率・標準偏差(36ヶ月)】	(d)
無形資産比率	$(1 - \text{【有形固定資産合計】}) / \text{【資産合計】}$	(a)
キャッシュフロー比率	$(\text{【当期純損益】} + \text{【減価償却費】} - \text{【設備投資額】}) / \text{【資産合計】}$	(a)、(d)
ハーフィンダール指数	$(\text{【総売上高】} / \text{同一産業の総売上高合計})^2$ の乗和(東証1・2部上場企業基準)	(a)
敵対的買収防衛策ダミー	敵対的買収防衛策導入している場合は1、それ以外は0をとるダミー変数	(e)
産業調整済みROA	$(\text{【経常損益】} + \text{【支払利息・割引料】}) / \text{【資産合計】}$ 産業平均	(a)
経営者在職年数	決算期末時点での経営者就任後経過年数【PSTDATE】	(b)
経営者持株比率	経営者の持株比率【CEOIR】	(b)
機関投資家保有比率	機関投資家の保有比率【INST】	(b)
外国人投資家保有比率	外国人投資家の保有比率【FRGN】	(b)

(注) 出所欄の(a)、(b)、(c)、(d)、(e)はそれぞれ、企業財務データバンク(日本政策投資銀行)、日経NEEDS-Cges(日経メディアマーケティング株式会社)、日経NEEDS-FinancialQUEST(日経メディアマーケティング株式会社)、QUICK-AstraManager(株式会社QUICK)、MARR(株式会社レコフ)を表している。

図1 機関投資家保有比率の推移

東証1部上場企業を対象に、各年度末の時価総額で5分位を作成した上（第5分位が最も時価総額の高いグループ）、各分位の平均保有比率をプロットした。2006年度の各分位の時価総額の中央値は、第5五分位 5,615 億円、第4五分位 1,317 億円、第3五分位 523 億円、第2五分位 273 億円、第1五分位 122 億円、閾値は、第4から5五分位が 2,292 億円、第3から4五分位が 812 億円、第2から3五分位が 374 億円、第1から2五分位が 192 億円である。

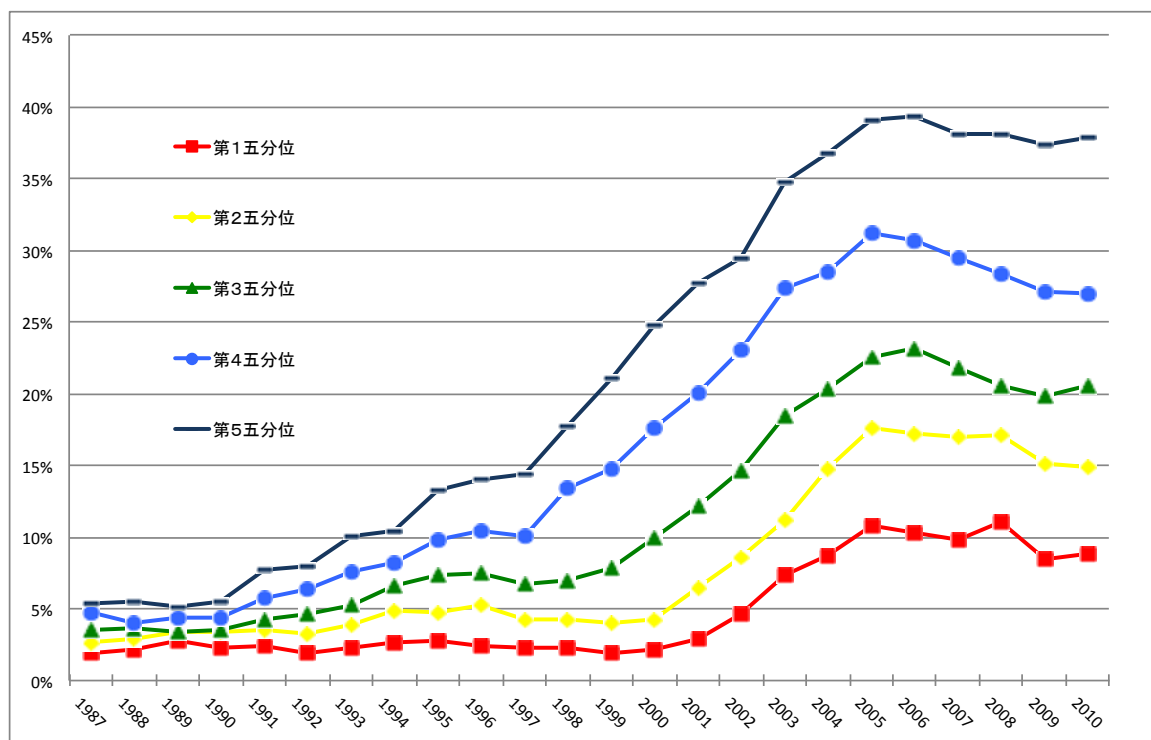


図2 取締役会構成の決定要因と機関投資家の影響

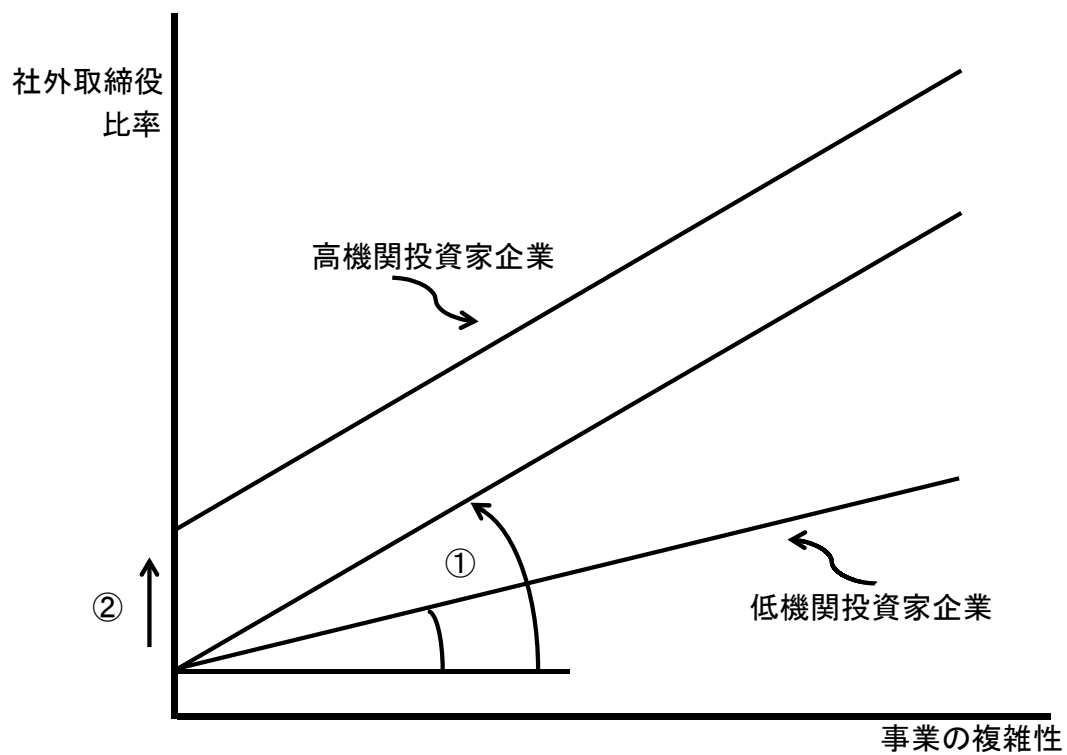


図3 社外取締役のパフォーマンス効果と情報獲得コスト

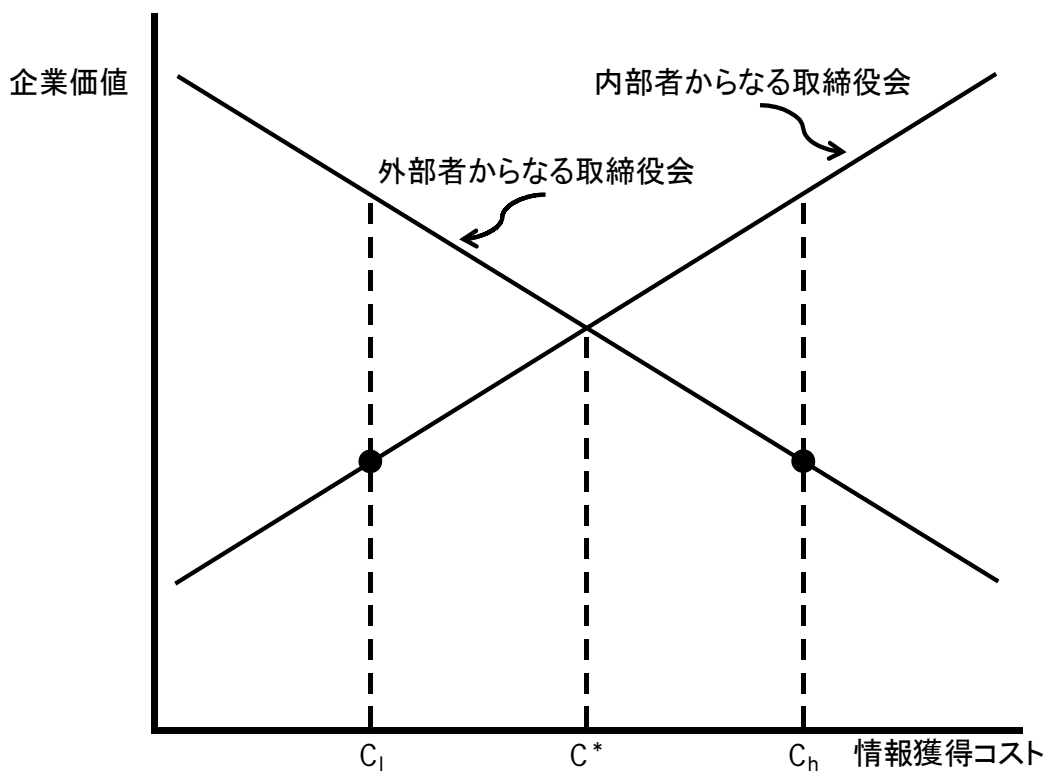


表1 各国の実証研究と取締役会構成の比較

パネルA 各国の取締役会構成の決定要因を検証した実証研究一覧

著者	出版年	対象国	対象期間	対象企業数	社外取締役比率	説明変数				モニタリングの必要性 (予測: +)			情報集得の困難さ (予測: -)			経営者の交渉力 (予測: -)			所有構造				
						企業規模	企業年齢	セグメント数	負債比率	事業の複雑性 (予測: +)	キャッシュフロー 規模 預金比率	ハーフィン ダール指数	敵対的 買収防衛策	R&D比率	時価簿価比率	株価収益率 標準偏差	無形資産比率	業績		経営者 在職年数	経営者 (取締役会) 持株比率	機関投資家 (外国人) 持株比率	
Dahya et al.	2008	世界22カ国	2002	782	38.0-75.0	- *	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Kim et al.	2007	欧州14カ国	2000	229	0.0-76.1	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Berry et al.	2006	アメリカ	1979-1986	109	26.4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Boone et al.	2007	アメリカ	1988-2002	1019	74.0	+	+	+	+	-	-	+	+	-	- *	- *	- *	- *	- *	- *	- *		
Coles et al.	2008	アメリカ	1992-2001	(8165)	78.0	+	+	+	+	+	+	+	+	-	- *	- *	-	-	-	-	- *		
Link et al.	2008	アメリカ	1990-2004	6931	65.7	+	+	+	+	+	+	+	+	- *	-	-	- *	- *	- *	- *	- *		
Link et al.	2009	アメリカ	1998-2004	8327	73.6	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	- *		
Duchin et al.	2010	アメリカ	1996-2005	2897	60.4	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-		
Ferreira et al.	2011	アメリカ	1990-2001	1443	75.3	+	+	+	+	+	+	+	+	-	+	-	-	-	-	-	- *	+	
Masulis and Mobbs	2011	アメリカ	1997-2006	2137	71.5	- *	-	+	+	- *	+	-	-	-	+	-	-	-	-	-	- *	- *	
Hillier and McColgan	2006	イギリス	1992	682	25.7	+	- *	-	-	-	-	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	(-) *	
Lasfer	2006	イギリス	1996-1997	1583	43.1	+	-	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-) *	
Dahya and McConnell	2007	イギリス	1989-1996	1124	44.9	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-) *	
Guest	2008	イギリス	1981-2002	2515	41.0	+	+	+	+	(+)	- *	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	(-) *	
Choi et al.	2007	韓国	1999-2002	(1669)	31.8	+	+	+	+	-	-	+	+	-	+	-	-	-	-	-	-	(+)	
Chizema and Kim	2010	韓国	2002-2006	(2233)	30.0	+	-	+	+	-	-	+	+	- *	-	-	-	-	-	-	-	(+) *	
Lee and Park	2011	韓国	2001	405	31.0	+	-	-	-	-	-	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	+	
齋藤	2011	日本	1997-2008	511	5.5	+	-	(+)	+	- *	(-)	+	+	+	(-)	-	-	-	-	-	-	(+) *	
内田	2012	日本	2003-2010	(8640)	11.0	+	+	+	+	(+)	-	+	+	+	- *	-	-	-	-	-	- *	(-) *	(+) *

(注) 1. +, -は、それぞれ、係数がプラスの値、マイナスの値をとることを示している。*は、係数が10%水準以上で有意であることを示している。
 2. 対象企業数が括弧で囲まれている場合、その数値は回帰分析の観測数である。
 3. 齋藤(2011)は、セグメント数、株価収益率の標準偏差、ハーフィンダール指数の代わりに、それぞれ、子会社数、マーケットモデルの残差の標準偏差、ラーナー指数を用いている。

パネルB 各国の取締役会構成の比較

著者	出版年	対象期間	国名	オーストラリア	オーストリア	ベルギー	カナダ	デンマーク	フィンランド	フランス	ドイツ	ギリシャ	香港	アイルランド	イタリア	日本	オランダ	ニュージーランド	ノルウェー	ポルトガル	シンガポール	スペイン	スウェーデン	スイス	イギリス	アメリカ
Chhaochharia and Laeven	2009	2003-2005	観測数	289	60	69	523	70	90	243	258	133	220	46	176	1594	149	43	64	42	173	147	130	171	937	1435
			独立社外取締役 比率 > 50% (%)	55.0	7.0	10.0	87.0	26.0	37.0	24.0	20.0	3.0	6.0	37.0	6.0	1.0	38.0	37.0	23.0	12.0	47.0	7.0	35.0	35.0	34.0	97.0
Aggarwal et al.	2009	2005	観測数	119	19	25	168	22	31	83	85	44	110	16	71	589	47	18	21	14	67	54	43	58	530	5296
			独立社外取締役 比率 > 50% (%)	39.0	0.0	25.0	91.0	71.0	64.0	28.0	40.0	3.0	8.0	30.0	0.0	1.0	83.0	17.0	69.0	43.0	34.0	6.0	60.0	75.0	32.0	89.0

表2 社外取締役の分布

パネルA 社外取締役の分布1

	年度	全年度	2005	2006	2007	2008	2009	2010
	観測数	8821	1480	1498	1487	1465	1446	1445
取締役会人数	平均値	9.32	9.78	9.61	9.43	9.13	9.02	8.90
	中央値	9.00	9.00	9.00	9.00	8.00	8.00	8.00
	標準偏差	3.71	3.92	3.86	3.80	3.61	3.55	3.39
社外取締役導入企業	平均値	0.46	0.40	0.43	0.46	0.46	0.48	0.52
	中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
	標準偏差	0.50	0.49	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50
社外取締役人数	平均値	0.88	0.78	0.83	0.89	0.91	0.93	0.99
	中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
	標準偏差	1.28	1.25	1.27	1.27	1.28	1.27	1.30
社外取締役比率	平均値	9.74	8.25	8.94	9.61	10.10	10.46	11.15
	中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	6.67
	標準偏差	13.61	12.92	13.27	13.40	13.86	13.90	14.13
社外取締役過半数 (うち委員会設置会社)		109	23	20	18	19	15	14
		▽ (66)	▽ (13)	▽ (13)	▽ (10)	▽ (11)	▽ (9)	▽ (10)
独立社外取締役導入企業	平均値	0.40	0.34	0.37	0.40	0.41	0.43	0.47
	中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	標準偏差	0.49	0.47	0.48	0.49	0.49	0.50	0.50
独立社外取締役人数	平均値	0.73	0.62	0.66	0.73	0.75	0.76	0.85
	中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	標準偏差	1.16	1.12	1.14	1.17	1.18	1.15	1.21
独立社外取締役比率	平均値	8.02	6.55	7.11	7.91	8.32	8.64	9.62
	中央値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	標準偏差	12.40	11.56	11.91	12.24	12.68	12.67	13.09
独立社外取締役過半数 (うち委員会設置会社)		86	16	16	15	16	11	12
		▽ (50)	▽ (9)	▽ (10)	▽ (8)	▽ (9)	▽ (6)	▽ (8)

パネルB 社外取締役の分布2

年度	全年度		2010		
観測数	8821		1445		
独立社外取締役人数	0人	5276	59.8%	762	52.7%
	1人以上	3545	40.2%	683	47.3%
	1人	1859	21.1%	350	24.2%
	2人	1028	11.7%	212	14.7%
	3人	375	4.3%	70	4.8%
	4人	153	1.7%	29	2.0%
	5人以上	130	1.5%	22	1.5%
独立社外取締役比率	0-10%	502	5.7%	88	6.1%
	10-20%	1499	17.0%	281	19.4%
	20-30%	976	11.1%	196	13.6%
	30-40%	272	3.1%	66	4.6%
	40-50%	155	1.8%	30	2.1%
	50%以上	141	1.6%	22	1.5%

パネル C 社外取締役の属性分布

年度	全年度	構成比	2005	2006	2007	2008	2009	2010	構成比
企業数	8821	—	1480	1498	1487	1465	1446	1445	—
社外取締役合計	7805	100.0%	1150	1241	1317	1327	1341	1429	100.0%
独立社外取締役合計	6421	82.3%	912	987	1088	1095	1106	1233	86.3%
銀行	536	6.9%	76	81	79	87	104	109	7.6%
主要取引銀行	209	2.7%	37	35	30	30	34	43	3.0%
支会会社1	511	6.5%	95	108	94	88	71	55	3.8%
支会会社2	853	10.9%	165	174	151	145	131	87	6.1%
関係会社	974	12.5%	178	186	168	158	154	130	9.1%
相互派遣	251	3.2%	30	37	47	51	51	35	2.4%
社長級兼任	1198	15.3%	222	220	204	196	185	171	12.0%
その他	5359	68.7%	735	809	909	922	935	1049	73.4%

- (注) 1. 社外取締役の属性は互いに排他的ではないため、それぞれの項目を足し合わせても社外取締役合計とは一致しない。
 2. 支会会社1【支会会社2】は、過去に支配会社(30%【15%】以上の大株主)で職務層があった者を指す。

パネル D 独立社外取締役の産業分布

	観測数	独立社外取締役導入		独立社外取締役人数		独立社外取締役比率	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
全産業	8821	0.40	0.49	0.73	1.16	8.02	12.40
食品	380	0.45	0.50	0.85	1.14	8.67	11.78
繊維	213	0.45	0.50	0.77	1.04	8.66	11.44
パルプ・紙	69	0.33	0.47	0.45	0.70	5.31	8.40
化学	663	0.33	0.47	0.57	0.99	5.90	10.14
医薬品	194	0.45	0.50	1.14	1.84	12.76	18.85
石油	52	0.44	0.50	1.37	1.84	13.16	17.83
ゴム	72	0.11	0.32	0.18	0.61	2.07	6.97
窯業	173	0.38	0.49	0.65	1.03	6.98	11.04
鉄鋼	204	0.31	0.46	0.61	1.45	6.21	12.86
非鉄金属製品	348	0.32	0.47	0.42	0.71	4.79	8.19
機械	705	0.33	0.47	0.52	0.89	6.02	10.11
電気機器	949	0.48	0.50	0.91	1.41	10.14	13.97
造船	18	0.33	0.49	0.67	0.97	8.50	12.53
自動車	300	0.24	0.43	0.33	0.67	3.53	6.99
輸送用機器	48	0.42	0.50	0.50	0.65	5.89	9.38
精密機器	166	0.51	0.50	1.01	1.32	10.94	14.31
その他製造	282	0.41	0.49	0.74	1.10	8.08	12.22
水産	32	0.28	0.46	0.38	0.66	3.66	6.16
鉱業	36	0.53	0.51	1.06	1.39	10.57	12.35
建設	561	0.29	0.45	0.42	0.74	4.29	7.70
商社	829	0.35	0.48	0.55	0.92	6.78	11.43
小売業	626	0.43	0.50	0.85	1.29	10.63	15.71
不動産	273	0.36	0.48	0.74	1.21	8.52	14.05
鉄道・バス	113	0.82	0.38	1.72	1.45	11.18	9.70
陸運	94	0.34	0.48	0.54	0.81	6.61	10.64
海運	57	0.46	0.50	0.93	1.13	8.86	10.84
空運	22	0.73	0.46	1.73	1.20	14.60	12.79
倉庫	106	0.36	0.48	0.46	0.68	4.62	6.50
通信	89	0.81	0.40	2.62	2.12	21.82	17.48
電力	66	0.58	0.50	0.82	0.80	5.04	4.73
ガス	36	0.50	0.51	1.08	1.20	10.16	11.32
サービス	1045	0.49	0.50	0.87	1.14	10.55	13.34

表3 基本統計量と独立社外取締役導入・非導入企業の比較

変数	全企業 (N=8226)			独立社外取締役導入企業 (N=3266)			独立社外取締役非導入企業 (N=4960)			予測	平均値の差 t-test	中央値の差 Wilcoxon rank-sum test
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差			
総資産 [※] (10億円)	421.59	91.18	1431.53	637.92	120.04	1725.28	279.15	79.23	1178.16	+	358.77 ***	40.81 ***
企業年齢	35.08	42.00	19.16	35.71	43.00	19.94	34.67	39.00	18.62	+	1.04 **	4.00 ***
セグメント数	2.26	2.00	1.30	2.48	2.00	1.40	2.12	2.00	1.21	+	0.37 ***	0.00 ***
持株会社ダミー	0.05	0.00	0.23	0.08	0.00	0.28	0.04	0.00	0.19	+	0.05 ***	0.00 ***
負債比率 [※]	19.31	15.77	16.97	20.14	16.09	17.86	18.76	15.62	16.34	+	1.38 ***	0.47 **
キャッシュフロー比率 [※]	1.18	1.82	5.94	1.17	1.85	6.31	1.18	1.80	5.68	+	-0.01	0.06
ハーフィンダル指数	0.07	0.05	0.07	0.07	0.05	0.07	0.07	0.05	0.07	+	0.00	0.00 ***
敵対的買収防衛策ダミー	0.15	0.00	0.36	0.20	0.00	0.40	0.12	0.00	0.32	+	0.08 ***	0.00 ***
R&D比率 [※]	1.68	0.71	2.36	1.90	0.82	2.68	1.52	0.66	2.10	-	0.38 ***	0.16 ***
時価簿価比率 [※]	1.18	1.04	0.67	1.24	1.08	0.75	1.15	1.02	0.60	-	0.09 ***	0.06 ***
株価収益率 [※] の標準偏差	9.88	9.02	4.39	9.83	9.03	4.16	9.91	9.02	4.54	-	-0.08	0.01
無形資産比率 [※]	69.29	71.10	17.44	69.24	71.71	18.40	69.33	70.75	16.78	-	-0.09	0.96
営業調整済みROA	0.28	-0.21	5.37	0.32	-0.16	5.49	0.25	-0.24	5.29	-	0.07	0.08
経営者在職年数	5.49	3.00	7.79	4.74	3.00	6.60	5.99	3.00	8.45	-	-1.24 ***	0.00 ***
経営者持株比率 [※]	2.89	0.12	6.85	2.25	0.07	6.17	3.30	0.15	7.23	-	-1.05 ***	-0.08 ***
機関投資家保有比率 [※]	23.83	20.98	15.57	26.49	24.68	16.63	22.09	18.62	14.56	+	4.40 ***	6.06 ***
外国人投資家保有比率 [※]	13.54	10.35	11.82	15.87	12.91	13.16	12.00	8.92	10.57	+	3.87 ***	3.99 ***

表 4 基本推計の結果

被説明変数 推計方法 説明変数	予測	基本モデル			新規上場・上場廃止企業を除く		
		独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役比率	独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役比率
		Logit	Tobit	Tobit	Logit	Tobit	Tobit
説明変数		1	2	3	4	5	6
事業の複雑性 (X_1)							
総資産 (対数値)	+	0.214 *** (4.58)	0.336 *** (5.67)	2.518 *** (4.30)	0.230 *** (4.70)	0.353 *** (5.69)	2.714 *** (4.46)
企業年齢	+	-0.004 (-1.19)	-0.006 (-1.42)	-0.070 (-1.50)	-0.004 (-0.99)	-0.006 (-1.23)	-0.061 (-1.24)
セグメント数	+	0.125 *** (2.80)	0.148 *** (2.89)	1.440 *** (2.60)	0.132 *** (2.84)	0.158 *** (2.94)	1.521 *** (2.65)
持株会社ダミー	+	0.464 ** (2.37)	0.679 *** (2.79)	9.103 *** (3.54)	0.459 ** (2.26)	0.700 *** (2.73)	9.342 *** (3.49)
負債比率	+	0.307 (0.84)	0.116 (0.26)	3.724 (0.78)	0.230 (0.58)	0.040 (0.08)	2.871 (0.56)
モニタリングの必要性 (X_2)							
キャッシュフロー比率	+	0.003 (0.49)	0.000 (0.06)	-0.040 (-0.45)	0.005 (0.65)	0.001 (0.16)	-0.029 (-0.30)
ハーフィンダール指数	+	0.000 (0.82)	0.000 (0.86)	0.001 (0.68)	0.000 (1.12)	0.000 (1.08)	0.002 (0.96)
敵対的買収防衛策ダミー	+	0.402 *** (3.46)	0.432 *** (3.26)	4.356 *** (3.08)	0.404 *** (3.42)	0.423 *** (3.12)	4.182 *** (2.91)
情報獲得の困難さ (X_3)							
R&D比率	-	0.093 *** (2.97)	0.106 *** (3.32)	1.279 *** (3.78)	0.090 *** (2.82)	0.105 *** (3.19)	1.273 *** (3.67)
時価簿価比率	-	0.250 *** (2.75)	0.276 *** (3.65)	3.183 *** (3.68)	0.245 *** (2.67)	0.273 *** (3.52)	3.129 *** (3.57)
株価収益率の標準偏差	-	0.002 (0.16)	0.010 (0.79)	0.133 (0.95)	0.005 (0.46)	0.015 (1.10)	0.174 (1.16)
無形資産比率	-	0.890 ** (2.37)	0.987 ** (2.12)	14.521 *** (2.92)	0.785 * (1.95)	0.920 * (1.83)	13.604 ** (2.54)
経営者の交渉力 (X_4)							
産業調整済みROA	-	-0.013 (-1.13)	-0.018 (-1.37)	-0.135 (-0.96)	-0.012 (-1.02)	-0.017 (-1.23)	-0.112 (-0.76)
経営者在職年数	-	-0.017 *** (-2.64)	-0.020 ** (-2.57)	-0.255 *** (-2.97)	-0.015 ** (-2.42)	-0.019 ** (-2.34)	-0.239 *** (-2.72)
経営者持株比率	-	-0.024 *** (-2.64)	-0.029 *** (-2.81)	-0.288 ** (-2.50)	-0.021 ** (-2.22)	-0.026 ** (-2.36)	-0.246 ** (-2.02)
産業ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log Pseudo Likelihood		-5038.183	-9831.711	-17687.854	-4733.324	-9239.624	-16562.519
Pseudo R-squared		0.088	0.059	0.029	0.090	0.060	0.029
観測数		8226	8226	8226	7759	7759	7759

(注) 1. 説明変数は期初の値を用いている。

2. 括弧内は z 値 / t 値を示している。標準誤差は、各企業をクラスターとした頑強な標準誤差を用いている。

3. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。

表 5 主成分分析の推計結果

被説明変数 推計方法 説明変数	予測	1		2		3	
		独立社外取締役導入		独立社外取締役人数		独立社外取締役比率	
		Logit		Tobit		Tobit	
		係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果
COMPLEX	+	0.257 *** (5.78)	0.056 [0.075]	0.369 *** (6.47)	0.151 [0.204]	3.107 *** (5.48)	1.276 [1.723]
MONITOR	+	0.099 ** (1.98)	0.021 [0.022]	0.111 * (1.91)	0.045 [0.047]	1.376 ** (2.18)	0.565 [0.587]
INFOCOST	-	0.251 *** (4.94)	0.054 [0.062]	0.313 *** (5.66)	0.128 [0.145]	3.953 *** (6.46)	1.623 [1.849]
NEGOT	-	-0.181 *** (-3.89)	-0.039 [-0.046]	-0.234 *** (-3.90)	-0.096 [-0.112]	-2.538 *** (-3.88)	-1.042 [-1.226]
産業ダミー		Yes		Yes		Yes	
年度ダミー		Yes		Yes		Yes	
Log Pseudo Likelihood		-5120.537		-9952.083		-17782.389	
Pseudo R-squared		0.073		0.048		0.024	
観測数		8226		8226		8226	

(注) 1. 説明変数は期初の値を用いている。

2. 括弧内は z 値 / t 値を示している。標準誤差は、各企業をクラスターとした頑強な標準誤差を用いている。

3. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。

4. 表中の限界効果の上段は、平均限界効果(各観測値において算出した限界効果の平均値)である。

下段の括弧内は、説明変数の1標準偏差×平均限界効果である。

表 6 機関投資家保有比率別の基本統計量

パネル A 機関投資家持株比率 ≥ 75 パーセンタイル点

変数	全企業 (N=2046)			独立社外取締役導入企業 (N=1035)			独立社外取締役非導入企業 (N=1011)			予測	平均値の差 t-test	中央値の差 Wilcoxon rank-sum test
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差			
総資産 ^千 (10億円)	913.05	279.44	2155.47	1113.73	379.06	2028.36	707.60	212.51	2260.88	+	406.13 ***	166.55 ***
企業年齢	38.28	44.00	18.63	40.28	47.00	19.31	36.22	40.00	17.69	+	4.06 ***	7.00 ***
セグメント数	2.45	2.00	1.48	2.75	3.00	1.54	2.14	2.00	1.34	+	0.61 ***	1.00 ***
持株会社ダミー	0.08	0.00	0.26	0.12	0.00	0.32	0.03	0.00	0.18	+	0.08 ***	0.00 ***
負債比率 ^千	16.67	12.73	15.76	17.47	13.12	16.47	15.85	12.42	14.96	+	1.62 **	0.70 *
キャッシュフロー比率 ^千	2.32	2.63	5.35	2.18	2.53	5.59	2.46	2.73	5.09	+	-0.28	-0.21
ハーフィンダル指数	0.07	0.05	0.06	0.07	0.05	0.06	0.07	0.05	0.07	+	0.00	0.00 **
敵対的買収防衛策ダミー	0.18	0.00	0.38	0.24	0.00	0.43	0.12	0.00	0.32	+	0.12 ***	0.00 ***
R&D比率 ^千	2.42	1.56	2.86	2.69	1.82	3.07	2.15	1.30	2.60	-	0.53 ***	0.52 ***
時価簿価比率 ^千	1.37	1.19	0.68	1.37	1.19	0.72	1.37	1.20	0.64	-	0.00	-0.01
株価収益率 ^千 の標準偏差	9.50	8.91	3.26	9.58	9.00	3.27	9.42	8.74	3.23	-	0.17	0.27
無形資産比率 ^千	71.37	73.11	15.62	71.44	74.22	16.51	71.30	72.05	14.66	-	0.14	2.17 *
業調整済みROA	2.20	1.50	5.42	1.83	1.08	5.65	2.58	1.81	5.14	-	-0.75 ***	-0.73 ***
経営者在職年数	4.81	3.00	6.86	3.90	2.00	5.70	5.75	3.00	7.76	-	-1.85 ***	-1.00 ***
経営者持株比率 ^千	1.68	0.05	4.38	1.23	0.04	3.91	2.14	0.08	4.77	-	-0.91 ***	-0.05 ***
機関投資家保有比率 ^千	45.79	43.85	8.69	46.73	44.74	8.82	44.83	42.67	8.44	+	1.90 ***	2.07 ***
外国人投資家保有比率 ^千	27.50	26.32	10.14	28.84	27.79	10.35	26.12	24.92	9.74	+	2.71 ***	2.87 ***

パネル B 機関投資家持株比率 ≤ 25 パーセンタイル点

変数	全企業 (N=2051)			独立社外取締役導入企業 (N=718)			独立社外取締役非導入企業 (N=1333)			予測	平均値の差 t-test	中央値の差 Wilcoxon rank-sum test
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差			
総資産 ^千 (10億円)	81.33	43.13	172.76	99.10	42.07	222.67	71.77	43.74	137.78	+	27.33 ***	-1.66
企業年齢	34.75	42.00	18.60	33.39	37.00	19.13	35.48	43.00	18.27	+	-2.09 **	-6.00 **
セグメント数	2.19	2.00	1.22	2.31	2.00	1.32	2.12	2.00	1.16	+	0.18 ***	0.00 ***
持株会社ダミー	0.05	0.00	0.21	0.06	0.00	0.23	0.04	0.00	0.20	+	0.02 *	0.00 *
負債比率 ^千	23.60	21.29	17.93	25.38	22.79	18.64	22.64	20.57	17.48	+	2.74 ***	2.22 ***
キャッシュフロー比率 ^千	-0.51	0.94	7.46	-1.02	0.74	8.27	-0.24	1.04	6.97	+	-0.77 **	-0.30
ハーフィンダル指数	0.07	0.05	0.07	0.07	0.05	0.06	0.07	0.05	0.07	+	0.00	0.00
敵対的買収防衛策ダミー	0.09	0.00	0.29	0.11	0.00	0.31	0.09	0.00	0.28	+	0.02 *	0.00 *
R&D比率 ^千	1.17	0.37	1.91	1.26	0.43	2.04	1.12	0.35	1.84	-	0.14	0.08
時価簿価比率 ^千	1.10	1.00	0.62	1.15	1.03	0.72	1.07	0.98	0.55	-	0.08 ***	0.05 ***
株価収益率 ^千 の標準偏差	10.15	8.88	5.64	10.23	8.83	5.46	10.11	8.92	5.73	-	0.12	-0.10
無形資産比率 ^千	68.09	69.60	17.73	68.33	69.29	18.17	67.97	69.72	17.49	-	0.36	-0.43
業調整済みROA	3.00	2.23	4.34	-2.06	-1.83	5.45	-1.80	-1.67	5.43	-	-0.26	-0.16
経営者在職年数	6.44	6.59	2.77	5.54	3.00	7.89	6.08	3.00	8.64	-	-0.55	0.00
経営者持株比率 ^千	10.12	8.05	9.68	3.44	0.17	7.93	3.75	0.22	7.92	-	-0.31	-0.05 ***
機関投資家保有比率 ^千	6.44	6.59	2.77	6.21	6.30	2.74	6.57	6.80	2.77	+	-0.36 ***	-0.51 ***
外国人投資家保有比率 ^千	3.00	2.23	4.34	3.12	2.23	4.65	2.94	2.24	4.17	+	0.18	-0.01

表7 機関投資家保有比率別の推計結果1

パネルA 機関投資家保有比率 >= 75 パーセンタイル点

パネルB 機関投資家保有比率 <= 25 パーセンタイル点

被説明変数 推計方法 説明変数	パネルA				パネルB					
	1	2	3	4	1	2	3	4		
	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Tobit	独立社外取締役比率 Tobit	独立社外取締役比率 Tobit	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Tobit	独立社外取締役比率 Tobit	独立社外取締役比率 Tobit		
説明変数	予測			係数	限界効果			係数	限界効果	
総資産(対数値)	0.129 (1.38)	0.319 ** (2.44)	1.589 (1.35)		0.088 (0.74)	0.055 (0.43)	-0.286 (-0.19)			
企業年齢	+ 0.005 (0.61)	-0.003 (-0.30)	0.007 (0.07)		-0.009 (-1.46)	-0.008 (-1.04)	-0.137 (-1.55)			
セグメント数	+ 0.176 * (1.91)	0.203 ** (2.15)	1.632 * (1.72)		0.112 (1.31)	0.092 (1.03)	1.210 (1.12)			
持株会社ダミー	+ 0.914 ** (2.33)	0.997 ** (2.13)	13.830 *** (3.15)		0.081 (0.21)	-0.105 (-0.28)	-0.975 (-0.21)			
負債比率	+ -0.035 (-0.05)	-0.482 (-0.49)	-1.161 (-0.13)		1.294 ** (2.04)	1.535 ** (2.04)	18.442 ** (2.13)			
COMPLEX				3.464 *** (3.65)	1.823 [2.618]			1.603 (1.35)	0.585 [0.688]	
キャッシュフロー比率	+ 0.023 (1.37)	0.020 (0.97)	0.146 (0.67)		-0.008 (-0.80)	-0.008 (-0.84)	-0.103 (-0.84)			
ハーフィンダール指数	+ -0.001 ** (-2.13)	-0.001 * (-1.74)	-0.005 (-1.60)		-0.001 * (-1.88)	-0.001 (-1.43)	-0.006 (-1.49)			
敵対的買収防衛策ダミー	+ 0.581 *** (2.66)	0.602 ** (2.48)	5.555 ** (2.30)		0.015 (0.06)	0.076 (0.27)	0.499 (0.15)			
MONITOR				1.271 (1.04)	0.669 [0.683]			0.293 (0.27)	0.107 [0.108]	
R&D比率	- 0.103 * (1.89)	0.085 * (1.66)	1.155 *** (2.19)		0.026 (0.38)	0.007 (0.11)	0.080 (0.11)			
時価簿価比率	- 0.430 ** (2.40)	0.495 *** (3.20)	5.006 *** (2.87)		0.281 ** (2.03)	0.265 ** (2.54)	2.845 ** (2.22)			
株値収益率の標準偏差	- 0.027 (0.91)	0.037 (1.05)	0.326 (0.89)		0.006 (0.39)	0.010 (0.58)	0.224 (1.06)			
無形資産比率	- 0.079 (0.11)	-0.362 (-0.38)	2.822 (0.32)		1.310 * (1.91)	1.299 * (1.66)	18.107 * (1.95)			
INFOCOST				3.749 *** (3.08)	1.973 [2.071]			3.206 *** (3.59)	1.170 [1.381]	
産業調整済みROA	- -0.047 ** (-1.99)	-0.074 ** (-2.40)	-0.672 ** (-2.35)		-0.001 (-0.03)	0.004 (0.19)	-0.029 (-0.12)			
経営者在職年数	- -0.039 *** (-2.80)	-0.056 *** (-3.37)	-0.608 *** (-3.74)		-0.008 (-0.71)	-0.009 (-0.72)	-0.179 (-1.27)			
経営者持株比率	- -0.024 (-1.02)	-0.042 (-1.63)	-0.404 (-1.45)		-0.023 (-1.57)	-0.028 * (-1.91)	-0.322 * (-1.77)			
NEGOT				-5.961 *** (-4.14)	-3.137 [-2.827]			-1.735 * (-1.65)	-0.633 [-0.803]	
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Log Pseudo Likelihood	-1243.750	-2945.041	-5355.369	-5395.059	-1246.324	-2207.703	-3996.391	-4015.534		
Pseudo R-squared	0.123	0.072	0.038	0.031	0.062	0.032	0.019	0.015		
観測数	2046	2046	2046	2046	2051	2051	2051	2051		

(注) 1. 説明変数は期初の値を用いている。

2. 括弧内はz値 / t値を示している。標準誤差は、各企業をクラスターとした頑強な標準誤差を用いている。

3. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。

4. 表中の限界効果の上段は、平均限界効果(各観測値において算出した限界効果の平均値)である。下段の括弧内は、説明変数の1標準偏差×平均限界効果である。

5. 表2パネルDにおいて、観測数が100に満たない産業に対応する産業ダミーは除いている。

表 8 機関投資家保有比率別の推計結果 2

パネル A 機関投資家保有比率

パネル B 外国人投資家保有比率

説明変数	被説明変数 推計方法	予測	パネルA				パネルB			
			機関投資家保有比率				外国人投資家保有比率			
			1 独立社外取締役比率	2 独立社外取締役比率	3 独立社外取締役比率	4 独立社外取締役比率	1 独立社外取締役比率	2 独立社外取締役比率	3 独立社外取締役比率	4 独立社外取締役比率
COMPLEX	+		2.268 *** (3.95)	1.554 ** (2.14)	2.123 *** (3.69)	-0.585 (-0.56)	2.150 *** (3.83)	1.621 ** (2.28)	1.863 *** (3.33)	-0.330 (-0.38)
COMPLEX × 高機関(外国人)投資家ダミー				1.952 * (1.78)				1.943 * (1.87)		
COMPLEX × 低機関(外国人)投資家ダミー				-1.030 (-0.90)				-1.589 (-1.36)		
COMPLEX × 機関(外国人)投資家保有比率						0.090 *** (2.82)				0.123 *** (3.05)
MONITOR	+		1.628 *** (2.61)	1.327 (1.60)	1.723 *** (2.76)	0.372 (0.37)	1.681 *** (2.73)	1.690 ** (2.20)	1.942 *** (3.19)	0.057 (0.07)
MONITOR × 高機関(外国人)投資家ダミー				1.655 (1.42)				1.985 * (1.80)		
MONITOR × 低機関(外国人)投資家ダミー				-0.577 (-0.47)				-1.999 * (-1.66)		
MONITOR × 機関(外国人)投資家保有比率						0.060 * (1.82)				0.141 *** (3.43)
INFOCOST	-		3.457 *** (5.72)	3.320 *** (4.11)	3.405 *** (5.64)	2.600 *** (2.99)	3.304 *** (5.51)	3.365 *** (4.00)	3.049 *** (5.10)	2.538 *** (3.17)
INFOCOST × 高機関(外国人)投資家ダミー				1.166 (0.95)				1.026 (0.88)		
INFOCOST × 低機関(外国人)投資家ダミー				-0.098 (-0.09)				-0.758 (-0.65)		
INFOCOST × 機関(外国人)投資家保有比率						0.042 (1.32)				0.056 (1.54)
NEGOT	-		-2.518 *** (-3.81)	-2.150 *** (-2.59)	-2.563 *** (-3.88)	-1.371 (-1.31)	-2.591 *** (-3.98)	-2.958 *** (-3.60)	-2.528 *** (-3.87)	-1.915 ** (-2.17)
NEGOT × 高機関(外国人)投資家ダミー				-3.366 *** (-2.36)				0.188 (0.12)		
NEGOT × 低機関(外国人)投資家ダミー				0.186 (0.15)				0.794 (0.71)		
NEGOT × 機関(外国人)投資家保有比率						-0.061 (-1.49)				-0.062 (-1.11)
高機関(外国人)投資家ダミー(第4四分位)			7.831 *** (5.32)	6.484 *** (4.08)			9.377 *** (6.70)	8.443 *** (5.64)		
低機関(外国人)投資家ダミー(第1四分位)			0.115 (0.08)	-0.354 (-0.24)			-0.123 (-0.09)	-0.795 (-0.55)		
機関(外国人)投資家保有比率					0.231 *** (5.07)	0.205 *** (4.35)			0.396 *** (6.57)	0.367 *** (6.07)
産業ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log Pseudo Likelihood		-17639.010	-17604.273	-17634.507	-17596.844	-17693.931	-17662.364	-17670.299	-17619.840	
Pseudo R-squared		0.027	0.029	0.027	0.029	0.029	0.030	0.030	0.033	
観測数		8191	8191	8191	8191	8226	8226	8226	8226	

(注) 1. 説明変数は期初の値を用いている。
 2. 括弧内はt値を示している。標準誤差は、各企業をクラスターとした頑強な標準誤差を用いている。
 3. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。

表9 社外取締役の導入効果

パネルA 情報獲得コスト四分位別

パネルB 機関投資家保有比率四分位別

パネルA		独立社外取締役導入		独立社外取締役非導入		平均値の差		
	観測数	平均値	観測数	平均値	観測数		平均値	
全企業	8194	0.176	3250	0.217	4944	0.149	0.068	
情報獲得コスト	第1四分位	2049	-0.979	781	-0.693	1268	-1.156	0.462 ***
	第2四分位	2048	-0.445	734	-0.731	1314	-0.285	-0.447 **
	第3四分位	2049	0.370	765	0.308	1284	0.408	-0.100
	第4四分位	2048	1.758	970	1.597	1078	1.903	-0.307
パネルB		独立社外取締役導入		独立社外取締役非導入		平均値の差		
	観測数	平均値	観測数	平均値	観測数		平均値	
全企業	8194	0.176	3250	0.217	4944	0.149	0.068	
機関投資家持株比率	第1四分位	2051	-1.895	715	-2.105	1336	-1.782	-0.323
	第2四分位	2049	-0.126	675	0.195	1374	-0.284	0.479 **
	第3四分位	2047	0.669	839	0.383	1208	0.868	-0.485 **
	第4四分位	2047	2.060	1021	1.722	1026	2.397	-0.674 ***

表 10 社外取締役の導入効果 パフォーマンス効果の推計結果

説明変数	1		2		3		4		5		6		7		8	
	独立社外取締役 導入	独立社外取締役導入	独立社外取締役導入	独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役比率	独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役比率	独立社外取締役導入	独立社外取締役人数	独立社外取締役比率
推計方法	Fixed Effects	Heckman	Fixed Effects	Fixed Effects	Fixed Effects	Fixed Effects	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman
独立社外取締役	-0.139 (-0.69)	0.018 (0.22)	-0.258 (-1.18)	-0.131 (-0.98)	-0.013 (-0.98)	-0.110 (-0.93)	-0.083 (-1.39)	-0.004 (-0.56)								
独立社外取締役 × 低情報獲得コストダミー			0.682 *** (2.61)	0.295 ** (2.14)	0.035 *** (2.60)	0.384 *** (2.71)	0.197 *** (3.04)	0.022 *** (3.36)								
独立社外取締役 × 高情報獲得コストダミー			0.456 (0.99)	0.262 (1.23)	0.012 (0.47)	0.250 (0.96)	0.145 (1.48)	0.008 (0.63)								
低情報獲得コストダミー(第1四分位)			-1.215 *** (-4.61)	-1.176 *** (-4.61)	-1.228 *** (-4.79)	-0.669 *** (-5.85)	-0.653 *** (-5.94)	-0.687 *** (-6.20)								
高情報獲得コストダミー(第4四分位)			1.092 *** (3.37)	1.091 *** (3.53)	1.174 *** (3.37)	0.879 *** (4.98)	0.876 *** (5.68)	0.931 *** (5.79)								
機関投資家保有比率	0.078 *** (6.23)	0.043 *** (8.77)														
取締役会人数	0.037 (1.34)	0.023 ** (2.14)	0.037 (1.34)	0.040 (1.48)	0.030 (1.05)	0.026 ** (2.46)	0.027 ** (2.52)	0.025 ** (2.33)								
負債比率	-16.896 *** (-8.44)	-2.603 *** (-7.51)	-17.987 *** (-9.12)	-18.026 *** (-9.18)	-17.993 *** (-9.30)	-2.615 *** (-7.30)	-2.581 *** (-7.20)	-2.591 *** (-7.18)								
企業年齢	-0.658 (-0.75)	-0.010 *** (-4.59)	-0.690 (-0.81)	-0.690 (-0.80)	-0.725 (-0.83)	-0.010 *** (-4.50)	-0.010 *** (-4.55)	-0.011 *** (-4.59)								
総資産(対数値)	2.443 ** (2.10)	0.038 (0.51)	2.894 ** (2.46)	2.922 ** (2.53)	2.865 ** (2.57)	0.173 ** (2.49)	0.174 ** (2.48)	0.174 ** (2.53)								
前期産業調整済みROA	0.113 *** (2.97)	0.643 *** (25.78)	0.116 *** (3.01)	0.116 *** (3.01)	0.115 *** (2.99)	0.625 *** (27.83)	0.627 *** (27.97)	0.624 *** (27.72)								
独立社外取締役 × 低機関投資家ダミー			-0.316 (-0.82)	-0.297 (-1.18)	-0.035 (-1.24)	-0.172 (-0.67)	-0.094 (-0.62)	-0.022 (-1.09)								
独立社外取締役 × 高機関投資家ダミー			-0.534 * (-1.82)	-0.334 *** (-2.67)	-0.034 ** (-2.38)	-0.064 (-0.35)	-0.080 (-1.04)	-0.009 (-1.04)								
低機関投資家ダミー(第1四分位)			-0.389 * (-1.76)	-0.342 (-1.48)	-0.291 (-1.13)	-0.593 *** (-4.53)	-0.592 *** (-4.84)	-0.513 *** (-3.71)								
高機関投資家ダミー(第4四分位)			1.004 *** (3.98)	1.073 *** (4.35)	1.103 *** (4.36)	0.793 *** (5.95)	0.835 *** (6.53)	0.855 *** (6.60)								
逆ミルズ比		1.744 *** (4.18)														
産業ダミー	No	Yes	No	No	No	Yes	Yes	Yes								
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes								
Adj. R-squared	0.105	0.534	0.109	0.110	0.111	0.536	0.537	0.537								
観測数	8194	8159	8194	8194	8194	8159	8159	8159								

(注) 1. 括弧内はt値を示している。標準誤差は、各企業をクラスターとした頑強な標準誤差を用いている。

2. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。

表 11 社外取締役の導入効果 経営者交代の推計結果

説明変数	1		2		3		4		5		6		7		8		9		
	独立社外取締役 推計方法	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Logit	独立社外取締役比率 Logit	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Logit	独立社外取締役比率 Logit	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Logit	独立社外取締役比率 Logit	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Logit	独立社外取締役比率 Logit	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Logit	独立社外取締役比率 Logit	独立社外取締役導入 Logit	独立社外取締役人数 Logit	独立社外取締役比率 Logit
業績		-0.032 ** (-2.68)	-0.031 *** (-2.93)	-0.031 *** (-2.86)	-0.034 *** (-2.86)	-0.032 *** (-3.06)	-0.033 *** (-3.08)	-0.026 ** (-2.56)	-0.028 *** (-2.96)	-0.027 *** (-2.74)									
業績 × 独立社外取締役		0.006 (0.34)	0.004 (0.52)	0.000 (0.54)	0.046 (1.55)	0.017 (1.31)	0.001 (1.19)												
業績 × 独立社外取締役 × 低情報獲得コストダミー					-0.083 * (-1.68)	-0.013 (-0.55)	-0.002 (-0.76)												
業績 × 独立社外取締役 × 高情報獲得コストダミー					-0.051 (-1.61)	-0.020 (-1.43)	-0.001 (-1.12)												
業績 × 独立社外取締役 × 機関投資家保有比率													-0.000 (-0.61)	-0.000 (-0.05)	-0.000 (-0.44)				
低情報獲得コストダミー(第1四分位)					-0.262 ** (-2.06)	-0.239 * (-1.91)	-0.245 * (-1.94)												
高情報獲得コストダミー(第4四分位)					0.037 (0.29)	0.027 (0.22)	0.024 (0.19)												
独立社外取締役 × 機関投資家保有比率													0.007 (1.13)	0.001 (0.43)	0.000 (0.64)				
独立社外取締役		0.167 * (1.73)	0.083 ** (2.07)	0.008 ** (2.18)	0.154 (1.57)	0.088 ** (2.17)	0.008 ** (2.10)	0.008 (0.05)	0.053 (0.75)	0.005 (0.71)									
機関投資家保有比率		0.000 (0.08)	-0.000 (-0.05)	-0.000 (-0.08)	-0.001 (-0.14)	-0.001 (-0.21)	-0.001 (-0.23)	-0.003 (-0.56)	-0.001 (-0.22)	-0.002 (-0.36)									
経営者在職年数		-0.030 *** (-3.94)	-0.030 *** (-3.93)	-0.030 *** (-3.90)	-0.030 *** (-3.88)	-0.030 *** (-3.88)	-0.030 *** (-3.86)	-0.030 *** (-3.92)	-0.030 *** (-3.91)	-0.030 *** (-3.89)									
経営者持株比率		-0.045 *** (-3.50)	-0.045 *** (-3.49)	-0.045 *** (-3.51)	-0.046 *** (-3.54)	-0.046 *** (-3.51)	-0.046 *** (-3.53)	-0.045 *** (-3.50)	-0.045 *** (-3.49)	-0.045 *** (-3.50)									
総資産(対数値)		-0.230 *** (-4.15)	-0.232 *** (-4.19)	-0.225 *** (-4.08)	-0.222 *** (-4.00)	-0.228 *** (-4.13)	-0.219 *** (-3.99)	-0.234 *** (-4.21)	-0.231 *** (-4.20)	-0.224 *** (-4.09)									
産業ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R-squared		0.041	0.041	0.041	0.043	0.042	0.042	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041	0.041
観測数		8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188	8188

(注) 1. 括弧内はz値を示している。標準誤差は、各企業をクラスターとした頑強な標準誤差を用いている。

2. *, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で有意であることを示している。